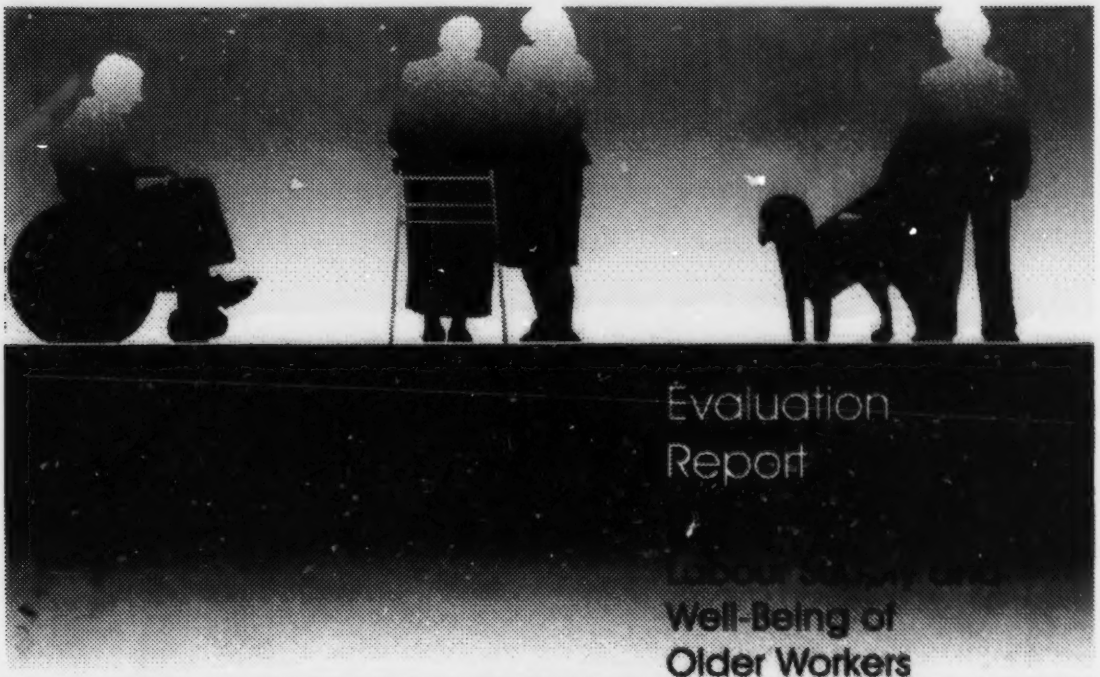
CPP

Phase II
Disability
Benefits



Evaluation Report

Well-Being of Older Workers

Human Resources Development Canada
Développement des ressources humaines Canada

Canada

SP-AH037E-08-97

Canada Pension Plan Disability Insurance Benefits and Labour Supply and Well-Being of Older Workers

Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

August 1997

ACKNOWLEDGEMENTS

I am grateful to Courtney Coile, Kevin Frisch and particularly Sue Dynarski for excellent research assistance, to Doug Bernheim, John Bound, Peter Diamond, Louis Kaplow, Don Parsons and seminar participants at Harvard University, Brown University, and the NBER for helpful comments, to Marilyn Knock and Ging Wong for comments and invaluable assistance with data collection, to Bernard Dussault and Pierre Plamondon for endless patience in explaining the institutional features of the Canadian DI system, and to Human Resources Development Canada and the National Institute of Aging for financial support. Finally, I would add that the views expressed in this study are those of the author, and not necessarily those of Human Resources Development Canada.

TABLE OF CONTENTS

EXECUTIVE SUMMARY i

1. INTRODUCTION 1

2. BACKGROUND 3

THE CANADIAN DI PROGRAM 3
COMPARISON TO THE U.S. PROGRAM 5
DI AND THE BEHAVIOR OF OLDER WORKERS - THE U.S. EVIDENCE 6
DI AND THE BEHAVIOR OF OLDER WORKERS - THE CANADIAN EVIDENCE 7

3. DATA USED IN ANALYSIS 9

4. METHODOLOGICAL APPROACH 10

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE ESTIMATION 10
PARAMETERIZED MODELS 11

5. RESULTS 14

MEANS 14
DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE REGRESSION RESULTS 14
PARAMETERIZED MODEL 15
ADDRESSING ALTERNATIVE HYPOTHESES 16

6. WELFARE IMPLICATIONS 19

THEORY 19
WELFARE IMPLICATIONS - IMPLEMENTATION 22

7. CONCLUSIONS 26

8. BIBLIOGRAPHY 30

100-04426/

EXECUTIVE SUMMARY

Disability Insurance is a public program that provides income support to persons unable to continue work due to disability. The difficulty of defining disability, however, has raised the possibility that this program may be subsidizing the early retirement of workers who are not truly disabled. A critical input for assessing the optimal size of disability insurance benefits is therefore the elasticity of the labour supply response to these benefits. This parameter has been difficult to estimate in the context of the U.S. disability insurance program, since all workers face an identical benefits schedule. In Canada, however, the existence of separate disability insurance programs for Quebec and the rest of Canada offers an opportunity to examine this parameter.

In January, 1987, disability benefits under the Canada Pension Plan (CPP) were raised by over $150 per month, while benefits were unchanged in Quebec. This study examines the rise in CPP disability benefits relative to the Quebec Pension Plan (QPP) disability benefits using two approaches: a "difference-in-difference" analysis, and a replacement rate model. The results imply an elasticity of labour force non-participation with respect to CPP disability benefits of 0.25 to 0.32.

This sizable labour supply response does not necessarily imply that the rise in CPP disability benefits is bad policy, however. The results of a simple social welfare model show that the value to society from a rise in social insurance benefits can outweigh the costs even with this sizable labour supply response.

CPPD
Insurance
Labour Supply
Older Workers

1. INTRODUCTION

One of the largest social insurance programs throughout the developed world is Disability Insurance (DI). In the U.S., the DI program has over 5 million beneficiaries and benefit payments of almost $40 billion (U.S. Department of Health and Human Services, 1994). In Canada, DI has approximately 340,000 beneficiaries, with benefits payments over $3 billion (Department of Human Resources). As a share of GNP, the two countries spend roughly the same amount on their DI programs.

In theory, DI provides benefits for workers who are physically incapable of finding suitable work. Disability would seem to be an ideal targeting device, allowing program administrators to divert resources towards those truly in need of income support. In practice, however, it is difficult to determine whether workers are truly disabled. A number of studies have revealed substantial error in the disability determination process.[1] The difficulty of appropriately identifying disability and the generous levels of benefits available have led many observers to claim that DI is largely distorting work decisions, and in essence subsidizing the early retirement of the older workers for whom appropriately defining career-ending disability is most difficult.

At the same time, other analysts have claimed that the vast majority of the DI recipient population is truly disabled and unable to pursue gainful employment, suggesting that any distortion to labour supply decisions is minimal. This argument implies that the welfare gains from redistributing resources to the low income disabled would outweigh any costs through reductions in labour supply. A critical input for evaluating this claim, and for modeling the appropriate level of DI benefits, is therefore an empirical estimate of the elasticity of response of labour supply to benefit levels.

There is a substantial U.S. based literature on the effects of DI benefits on labour supply. Evaluating this behavioral response in the context of the U.S. case has proved to be difficult, however. This is because the DI program in the U.S. provides benefits which differ across workers primarily through their past earnings histories. But one's earnings history will most likely be highly correlated with one's tastes for work at older ages, and it is difficult to disentangle the behavioral effects of DI from these taste differences. What is required to distinguish the effects of DI is differences in benefit levels across workers which arise independently of their underlying tastes for work at older ages.

Such differences have arisen in the context of the Canadian DI system. DI in Canada operates in much the same way as it does in the U.S., with the key difference being that the program is administered under two different plans: the Quebec Pension Plan, or QPP, which covers the province of Quebec, and the Canada Pension Plan, or CPP, which

1 These studies are reviewed in Parsons (1991a).

covers the rest of Canada. These two systems are identical in most respects. Since the early 1970s, however, disability benefits have risen more rapidly under the QPP. By the end of 1986, disability benefits under the QPP were substantially more generous than were benefits under the CPP, particularly for those disabled workers who had low earnings before their disability. Then, in January 1987, the CPP raised its benefit levels to equalize the generosity of the two systems. This resulted in a rise in benefits under the CPP of almost $2000 per year. On average, this represents a rise of 36 percent in the replacement rate of the CPP relative to QPP. This dramatic shift in differential benefits generosity is precisely the type of change that can be used to evaluate the labour supply response to DI benefits. That is, this policy change provides an opportunity to study the effect of changing DI benefits differentially for some workers (those not in Quebec) and not for others (those in Quebec).

The primary purpose of this evaluation study is to use this policy change to estimate the elasticity of the labour supply response for older persons with respect to DI benefits. The analysis uses data from the Survey of Consumer Finances (SCF), an annual cross sectional survey which collects information on demographic and economic characteristics. Data from the SCF is matched up with information on the benefits available under the CPP and QPP over time. Two types of estimates of the policy change are computed. The first is a standard "difference-in-difference" estimate which focuses on the labour supply effect of the large change in benefits in the rest of Canada relative to Quebec. The second is a more parameterized estimate that exploits the underlying variation in the impact of this policy change across workers within the CPP and QPP plans.

For both estimators, the results indicate that there is a large effect of benefits on the labour supply of older workers. The central estimates imply that the elasticity of labour force non-participation with respect to benefit levels is 0.25 to 0.32. This finding is robust to a variety of specification checks. Despite this large labour supply response, however, a simplified social welfare analysis suggests that the gains from this transfer to the relatively poorly off disabled under the CPP plan outweighed the net tax cost from financing this increase in CPP rolls, under plausible assumptions about preference parameters.

The report proceeds as follows. Part I reviews the key facts on the DI program in Canada, compares the Canadian system to that in the U.S., and reviews the empirical literature on the behavioral effects of DI. Part II describes the data, and Part III discusses the empirical strategy. Part IV presents the results for labour supply estimation, Part V considers the welfare implications of these findings and Part VI presents the conclusions.

2. BACKGROUND

THE CANADIAN DI PROGRAM

The Canadian DI program dates from January 1, 1966, when it was introduced along with work related retirement pensions under the QPP and CPP. Eligibility is conditioned on working and contributing to the program in 2 of the previous 3 years, or 5 of the previous 10 years. Eligibility is also conditioned on an inability to pursue gainful employment due to a physical disability.[2] This is determined by a medical examiner; individuals who are denied claims have the right to appeal their decisions at least twice to higher levels of adjudication. About 40 percent of claims were denied at the initial determination stage under the CPP in 1989, the last year of my sample (and the earliest year for which data are available). At the same time, the denial rate for the QPP time was 33 percent. While the CPP has a higher initial denial rate, it has a lower denial rate during the appeals process, so that after successful appeals are factored in the overall denial rate is quite similar across the two plans (32 percent under CPP vs. 30 percent under QPP).[3] There is a three to four month waiting period from the onset of disability before benefit receipt begins.

Under both the CPP and QPP, benefits consist of three parts. The first is a flat rate portion available to all eligible workers. The second is an earnings related portion. The earnings related portion is calculated by first inflating the worker's earnings history[4] to current dollars using a wage index, dropping the lowest 15 percent of months of real earnings, and taking 18.75 percent of the average of the remaining series.[5] The final portion is a child allowance, which is a fixed amount per month per child under the age of

2 Under the CPP, gainful employment means any job. Under the QPP gainful employment means "usual job" since 1993; it was any job before then. Since 1984, for those over age 60 in the QPP, gainful employment means one's last job, but this paper focuses on those below age 60 only.

3 Based on unpublished administrative data from the CPP and QPP. It is difficult to infer relative differences in screening stringency across the programs from these figures, since the underlying pool of applicants at any point in time may differ in their health; see Gruber and Kubik (forthcoming) for a further discussion of the interpretation of denial rate data.

4 The earnings history for workers goes back to 1966.

5 Months of previous receipt of disability insurance are also excluded, as are months where the worker had primary child-bearing responsibility. Since the focus of this study is older men, the second item is ignored in the benefits calculation.

18. Averaging across both the CPP and QPP, benefit levels replaced approximately 26 percent of the average earnings of 50-59 year old workers in Canada in 1986.[6]

While the computation of the earnings related portion has been identical across the CPP and QPP since the programs' inception, there have been differences in the other two parts of the benefits computation. The flat rate portion was identical in the two provinces until 1972, at which point it began to rise more rapidly in Quebec. This time series pattern is illustrated in Figure 1, which graphs the flat rate benefit over time. As indicated in Figure 1, there was a growing gap between the two provinces over time, which by 1987 was over $150 per month. In January, 1987, the CPP raised its flat rate portion to be identical to that of the QPP, a rise of over 150 percent. The two series have moved in tandem ever since. There have also been differences in the computation of the child allowance over time. The child allowance became more generous under the CPP, rising steadily from $57 per child per month in 1981 to $155 in 1993, while it remained low ($29) until 1993 under the QPP. This counteracted some of the time series gap in flat rate portions for those disabled workers with children, but had little effect on the huge relative change in benefits in January, 1987.

It is important to note that the increase in disability benefits under the CPP was not the only policy change of 1987. There were two other changes that are potentially relevant for this analysis. The first was a reduction in the required earnings history to qualify for CPP disability benefits. Before 1987, eligibility was conditioned on having contributed in the lesser of 10 years or 1/3 of one's career. In 1987, the requirements were eased to those described above. While making a number of younger workers eligible for DI, however, this had little practical effect on the older population on which this study is focused, since older workers generally had enough experience to be eligible under either system.

The second policy change is potentially more problematic: the introduction of the early retirement option (at age 60) for retirement benefits under CPP.[7] This means that even in the absence of a change in DI benefits there may be reduced labour force participation among those aged 60 to 64. Therefore, this paper focuses on workers below age 60. It seems unlikely ex ante that this change had important effects on workers below age 60, since Baker and Benjamin (1996) find little effect on workers in the age 60 to 64 group who were directly affected by the policy change. Nevertheless, in a life-cycle labour supply model it is certainly possible that changes in the opportunity set after age 60 can have impacts on decisions made before that point.[8] However, by

---

6 Based on author's computation, using the potential benefits calculation methodology described below.

7 Individuals who choose to retire before age 65 see their benefits reduced by 0.5 percent per month for each month before age 65 that they claim CPP retirement benefits, for a total reduction in benefits of 30 percent for those claiming at age 60.

8 For example, consider an individual who under the old regime was planning to retire at 63 and live for two years off their savings. In the new regime that worker may choose to retire at 59, live for one year off of their savings, and use the other year of savings to make up for the actuarially reduced benefits at age 60. On the other hand, the early retirement age may be reducing the attractiveness of the DI program for older workers, since they can now leave their jobs at 60 and receive retirement income without the possible stigma of calling themselves "disabled". This could cause those who would otherwise leave in

exploiting the fact that Quebec changed its age of early retirement several years earlier, evidence presented in this report is able to show that the early retirement change in the CPP is not driving the empirical results for the 45 to 59 year old sample. Of course, one cannot automatically rule out the hypothesis that this increase in benefits was itself motivated by underlying (relative) changes in the (non-Quebec) economy that affected the relative job prospects of older workers.[9] Therefore, the report also discusses a number of tests which suggest that this is not the case.

COMPARISON TO THE U.S. PROGRAM

The DI programs in the U.S. and Canada are quite similar, with only two major differences. The first is in the structure of benefits. Benefits in the U.S. consist primarily of an earnings related portion, without any flat rate component. On the other hand, the schedule translating past earnings to benefits is much more progressive in the U.S., so that the two countries have a similar redistributional structure to their benefits schedules. Benefits are much higher in the U.S. on average, with a replacement rate of 42 percent for the average worker (U.S. Congress Committee on Ways and Means, 1990). Moreover, income from DI is not taxable for most households in the U.S., whereas it is fully taxable in Canada. As a result, after tax replacement rates in the U.S. are much higher.

The second difference is the stringency of the screening process for DI. While the basic structure is the same (with an initial claiming stage and an appeals process), the denial rate at the initial stage in the U.S. is 57 percent. The ultimate denial rate (factoring in appeals) is 47 percent in the U.S., compared to roughly 30 percent under the Canadian system. Also, the waiting period for the receipt of benefits (5 months) is somewhat longer than in Canada. Despite more stringent screening (and perhaps because of the more generous benefits), the incidence of DI receipt in the U.S. is somewhat higher. For example, 4.8 percent of men age 45 to 59 are on this program in the U.S., compared to 3.9 percent of men in this age group in the CPP provinces.[10]

---

their late 50s to go on DI to delay leaving until age 60, and to then get retirement benefits. Thus, the direction of the expected effect on those below age 60 is unclear.

9 No such motivation is mentioned by either the law itself or by narratives describing the political economy of the DI program (Human Resources Development Canada, 1995).

10 Data for 1993, the most recent year available. Data for Canada from Human Resources Development Canada (1996); data for U.S. from U.S. Department of Health and Human Services (1994). The cost of the DI program is, as a result, roughly 10 percent higher as a share of GNP in the U.S. than in Canada.

DI AND THE BEHAVIOR OF OLDER WORKERS - THE U.S. EVIDENCE

The literature on the effects of DI on the labour market in the U.S. is motivated by a striking time series fact: the almost exactly parallel increase in the DI rolls and decline in the labour force participation of older men in the 1960s and 1970s. DI enrollment grew from 455,000 in 1960 to 2.9 million by 1980 (U.S. Department of Health and Human Services, 1993). Over this same period, the non-participation rate among men age 45 to 54 rose by 105 percent, and the non-participation rate for men age 55 to 64 rose by 111 percent (Bound, 1989). Drawing causal inferences from this time series data is problematic, however, as there were a number of other changes in the labour market and non-labour market opportunities of older males during this era.[11]

A sizeable literature has attempted to use cross-sectional variation to identify the role that DI plays in the labour force participation decisions of older men. These studies generally proceed by modeling labour force participation or DI recipiency as a function of potential DI benefit levels. The first study to do so was Parsons (1980, 1984), who estimated an elasticity of labour force non-participation with respect to DI benefit levels of 0.49 to 0.93. His upper bound estimate implied that increases in DI benefits (as well as in benefits from other welfare programs for older workers) over the 1960s and 1970s could explain the entire time series trend in non-participation. Other estimates have supported the contention that DI has a significant disincentive effect, although the estimated magnitudes have generally been much smaller than that of Parsons. Leonard (1986) and Bound (1989) provide reviews of this evidence, which estimates elasticities of non-participation in the range of 0.1 to 0.2.

Bound (1989) argues, however, that this type of strategy is likely to yield misleading inferences for the effect of DI generosity on labour force participation. Since DI benefits are a redistributive function of past earnings which is common to all workers, variation in potential benefits comes primarily from differences in earnings histories across workers. This leads to a fundamental identification problem in modeling the effect of potential DI benefits on work decisions. Therefore, a finding that workers with higher potential DI replacement rates are more likely to leave their jobs may simply reflect the fact that low earning workers have less of a desire to continue working.[12] Bound suggests an alternative empirical strategy which involves examining the behavior of workers who apply for DI benefits but are rejected. In theory, these workers should be at

11 For example, there was rapid growth in retirement incomes in this era, both due to increased Social Security benefit levels, and increased coverage of the labour force by pensions (Lumsdaine and Wise, 1990). There was also a rapid rise in the labour force participation of wives, which could either increase (through the income effect) or decrease (through complementary leisure effects) non-participation.

12 Studies such as Haveman and Wolfe (1984) attempt to correct for this omitted variables bias, but Bound (1989) argues that the problem has not been convincingly resolved because of the strict distributional assumptions necessary to achieve their solution.

least as healthy as those who are on the program, so that their labour force participation rates provide an upper bound on the potential labour force participation of accepted workers. Bound finds, however, that fewer than 50 percent of rejected workers had returned to work by 18 months (or more) after their rejection, which suggests that DI program growth can explain no more than 40 percent of the rise in non-participation among older males.

The validity of denied applicants as a control group, however, rests on two key assumptions. First, these applicants must be unobservably no less likely to work than accepted applicants. Bound uses pre-application differences in characteristics to suggest that this is true. Second, the process of applying for DI must have no lasting effects on labour market performance. This assumption is more difficult to evaluate, and Bound (1991a) and Parsons (1991b) provide differing opinions on its validity. In any case, what is clearly needed to identify the behavioral impact of DI benefits is variation in program generosity which is independent of underlying tastes for work. This variation is provided by the large relative benefits increase under the CPP in 1987.

While most of the literature has focused on the effect of potential DI benefits on labour supply, there are a number of other tools available to the DI policy-maker who is trying to mitigate moral hazard. Marvel (1982), Halpern and Hausman (1986), Parsons (1991a), and Gruber and Kubik (forthcoming) examine the effect of the DI denial rate on applications to DI and on labour force participation. Halpern and Hausman and Parsons find a strong association between denial rates and DI applications, and Gruber and Kubik also find a strong association with the labour force participation of older workers. Gruber and Kubik estimate that each 10 percent rise in denial rates led to a statistically significant 2.8 percent fall in labour force non-participation among 45 to 64 year old males. This estimate corresponds to a steady state elasticity of non-participation with respect to benefits generosity of 0.12 to 0.17, which is the range of the post-Parsons U.S. literature.[13]

DI and the Behavior of Older Workers - The Canadian Evidence

I am aware of only one article which has analyzed the behavioral incentives of the Canadian DI system. Maki (1993) pursues two different strategies in analyzing the effects of benefits on labour force attachment. First, he uses a panel of aggregate province-level data for the 1975-1983 period, and he finds a strong negative correlation between benefits (normalized by average wages) and participation. But this effect disappears when he includes province and year fixed effects in the regression, which may be necessary to control for underlying trends in labour supply and fixed differences in tastes for work across areas. Second, he uses a cross-section of micro-data for

13 Behavioral responses to denial rate changes are converted to benefits elasticities by noting that in steady state a 10 percent rise in the acceptance rate has the same budgetary implications as a 10 percent rise in the benefit level.

1985 to estimate a structural model of the effect of DI, along the lines of must of the U.S. literature. With this approach, his estimates are very sensitive to the exact specification of his model. But this technique is once again subject to Bound's (1989) criticism, since the variation here mostly comes from differences in individual characteristics that may otherwise be correlated with tastes for work.

3. DATA USED IN ANALYSIS

The Canadian Survey of Consumer Finances (SCF) is an annual supplement to the nationally representative monthly Labour Force Survey (LFS), conducted each April. The SCF contains data on labour force attachment, demographics, and income. There is survey data collected for individuals from April 1982 onwards, with the exception of April 1984. Family level data was also collected every other year from 1976 to 1980.[14] The analysis presented in this report uses the surveys from April 1985-86 as the "before" period, and those from April 1987-89 as the "after" period.[15] The earlier surveys are not used in the base case analysis because there is no April 1984 survey. However, the 1982 and 1983 data is used in a specification check. The later surveys are not used because there was a major change in the classification of the education variable in April 1990, rendering it difficult to follow precise education groups from before 1990 to after. Following educational groups is a key feature of the approach used in this report to measure potential DI benefits. Also, the selected set of years avoids the contamination of estimates by the recessions of the early 1980s and early 1990s, which might affect older workers propensity to apply to the DI program.[16]

The analysis focuses on men age 45-59. The focus on men follows the previous literature on DI. Also, the analysis must use cross-sectional data on a worker's labour force attachment, and this type of data does not indicate whether that worker has the requisite earnings history to be eligible for the DI program. This problem is minimized by focusing the analysis on older men, because older men generally have sufficient earnings histories to qualify for DI benefits.

The choice of age group is also dictated by two other considerations. First, the age group was chosen so that the workers are old enough for DI to be a relevant option in their choice set. For the 45 to 59 age group, the incidence of DI benefits for men in the CPP is 3.9 percent. This is 4 times as high as the incidence of DI benefits among those age 40 to 44. Second, as was noted earlier, the increase in DI benefits under the CPP was not the only important policy change in 1987. There was also a reduction in the age of eligibility for CPP retirement benefits to 60, which the analysis seeks to avoid by focusing on those below age 60.

---

14 There are actually some family surveys for some earlier years, but differences in the definition of the education variable render them useless for the purposes of this study.

15 The policy change of interest was enacted in July, 1986, and became effective in January, 1987; since the 'before period' ends in April, 1986, any anticipatory labour force leaving behavior between the enactment and effective dates is avoided.

16 See Lewin-VHI (1996) for evidence on the cyclical responsiveness of DI applications.

4. METHODOLOGICAL APPROACH

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE ESTIMATION

The most straightforward means of analyzing the 1987 increase in the flat rate portion of CPP disability benefits is through the "difference-in-difference" framework (Card, 1992; Gruber, 1994). This framework involves a simple comparison of the change in behavior outside of Quebec, where benefits increased, with the change in behavior inside Quebec, where benefits did not increase.[17] This comparison can be implemented in a straightforward manner by estimating logistic regressions of the form:[18]

$$(1) \qquad NP_i = f(\alpha + \beta_1 CPP + \beta_2 AFTER + \beta_3 CPP*AFTER + \beta_4 X_i + \varepsilon_i)$$

where NP_i is a dummy variable specification for non-participation in the labour force by person i

CPP is an indicator for whether the individual lives in CPP province

AFTER is an indicator for whether the year is after the policy change

X_i is a set of covariates for person i (age, married, education, number of children)

With this regression framework, location is controlled for by including a dummy for whether an individual lives in a CPP province or in Quebec. Time is controlled for by including a dummy for whether each observation is before or after the policy change. The coefficient of interest (β_3) therefore measures the effect of being covered by the CPP, relative to being covered by the QPP, after the benefits increase, relative to before.

The dependent variable is a dummy for whether the 45 to 59 year old man was not working during the week of the SCF survey. Thus, the coefficient β_3 measures the effect of the policy change on labour force non-participation, defined as non-work. The regression equation also includes variables for education, age, marital status, and number of children to control for any observable differences between workers that might confound the analysis. Education is measured by four dummy variables for less

17 Note that the analysis assumes that there is not migration across the Quebec border in response to DI benefits differences. Under CPP or QPP rules, if a worker moves from a CPP region to Quebec and immediately files for benefits, he receives the benefits he was entitled to under the CPP (similarly QPP benefit rules apply for moves from inside to outside Quebec). If, however, this worker moved and then worked in Quebec before applying, he would be eligible under the QPP rules. Therefore, workers would have to anticipate a future application need for there to be a migration incentive.

18 A logistic function is used. The results are similar when either probit models or linear probability models are used.

than 9 years of education, 9 to 10 years of education, 11 to 13 years of education, and some post-secondary education. Age is measured by a set of dummies for single years of age from 45 to 59. There are separate dummies for each number of co-residing children under age 18 (up to a maximum of 8 children).

This approach is attractive because it can cleanly identify the effects of the benefit change. However, it does have two limitations. First, it does not directly measure the elasticity of response to the change in DI benefits, since it measures only the numerator of the elasticity (the change in labour supply) and not the denominator (the change in potential benefits). Second, this approach uses a very rough categorization of the data that does not fully take advantage of the policy change -- particularly the further variation available in potential benefits *within provinces at a point in time*. Since only the flat rate portion was increased by the CPP, the percentage point increase in the replacement rate is much larger for those with a low lifetime level of earnings, as the flat-rate portion is a larger share of their DI benefits. This fact can be used to further identify the effect of the benefit change, by exploiting the differential impact of the benefits change across workers of different lifetime earnings levels.

PARAMETERIZED MODELS

To address both of these points, one must measure the change in potential benefits for each person in the SCF sample. In theory, calculating potential DI benefits requires longitudinal information on workers' earnings since 1966, which is not available in the SCF (an annual snapshot of earnings). Thus, "synthetic earnings histories" are calculated for groups of workers in order to impute their potential DI benefits. This is done in several steps. The first step is to create a database using each of the individual SCF's for April 1982-1989, and using data on the male heads of families from the family SCF for April 1976, 1978, and 1980. In each of these data sets, workers are then divided into cohort cells according to their age, location (four regions: Quebec, Ontario, the Atlantic Provinces, and the remainder of Canada), and their educational attainment (the four groups described above). Next, the median earnings are tabulated in each cohort cell for each year.[19] By stringing together the median earnings in each cohort cell through time, one can form a proxy for the earnings history of a worker in that cohort cell.

These surveys contain annual earnings data for the years 1981-1988, with the exception of 1983 when no survey was carried out, and biannual data from 1975-1979. For the missing years, earnings are imputed as an average of the surrounding years. To backcast from 1975 to 1966, before cross-sectional survey data is available, cross-sectional age-earnings profiles are estimated by education group in the 1975

19 That is, for 45 to 59 year old cohort in 1989, the 44 to 58 year old cohort in 1988, 43 to 57 year old cohort in 1987, and so on back through time is used. When the mean was used to compute benefits, the results were quite similar.

survey. Next, these estimates are applied to "un-age" the workers in the 1975 survey back to 1966. Finally, these pre-1975 profiles are deflated by average wage growth by region, using data from Gruber and Hanratty (1995).

With these synthetic earnings histories in hand, it is then straightforward to compute potential DI benefits using the legislative rules in place in CPP and QPP in a given year. The key regressor, the replacement rate, is this potential benefit over the synthetic earnings for the cell in the year before the survey. This measure does not vary individual-by-individual, but rather only cell-by-cell, where the cells are defined by each education/region/year group.[20]

The regression models are estimated in the form of:

$$(2) \qquad NP_i = f(\alpha + \beta_1 RR_i + \beta_2 X_i + \beta_3 \tau_t + \beta_4 ED_i * \delta_j + \beta_5 ED_i * \tau_t + \varepsilon_i)$$

where RR is potential replacement rate

ED is a set of dummies for education categories (four categories)

δ_j is set of region dummies (four regions)

τ_t is set of year dummies

This model controls for fixed effects for year, for each of the 16 education*region cells in each year, and for education*year. The first of these is included to capture secular trends in labour market opportunities in Canada, as in equation (1). The second of these is included to account for the fact that there is a potential spurious correlation between the labour supply choices of these 16 groups and their potential replacement rate. This is just a restatement of the criticism leveled by Bound (1989) against the U.S. literature. By taking out fixed effects for each group, only changes in each group's potential replacement rate over time are used to identify the effect of DI. Finally, the set of education*time interactions are included because there is a potential concern about identification from changes in the return to education over this period, which would affect both the replacement rate and the decision to work.

Conditional on this set of controls, the model is identified by two sources of variation: changes over time in the CPP provinces relative to Quebec (region*time), and how those

---

20 The worker's potential child benefits are not included in the computation of the replacement rates, for two reasons. First, this preserves the variation in potential benefits only at the cell level, which is important for the identification strategy used in the analysis. Second, it is not clear how to combine child benefits, which for these older workers will only be paid for the presumably small number of years until the child turns age 17, with the other benefit components, which will be paid until age 65 (at which point all disabled are shifted to the retirement income system). In practice, this is not a very important consideration, as only 1/3 of my sample has any children. Adding child benefits to the computed benefit total, based on the actual number of children, raises the level of the replacement rate somewhat, but not the relative change; and the estimated elasticities reported below are similar whether or not child benefits are accounted for in calculating replacement rates.

changes evolve differentially across these 16 groups (region*education*time). The first of these is the difference-in-difference variation that was used to identify model (1). The second is additional variation from the differential impact of this policy change across groups. This additional variation is potentially useful in pinning down the elasticity of labour supply. Moreover, the resulting coefficient β_1 is now directly interpretable as the benefit semi-elasticity of labour supply.

5. RESULTS

MEANS

Table 1 presents the means of the data set, divided into the CPP regions and the QPP region, before the law change and afterwards. The final column of the table shows a first pass difference-in-difference estimate of the policy effect. There are two findings of interest from Table 1. First, as the first two rows show, the policy change was associated with a significant increase in benefits. While the replacement rate was roughly constant in Quebec, it rose substantially in the rest of Canada. The relative rise in CPP disability benefits was 8.8 percentage points, or 36 percent of the baseline average replacement rate.

Second, there is strong evidence of a labour supply response to the benefits increase. Non-participation raises from before to after in the CPP regions, and falls in the QPP regions. The latter finding reflects the underlying improvements in the Canadian economy over this period. As a result, there is a large relative rise in non-participation in the CPP regions of 2.7 percentage points.

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE REGRESSION RESULTS

The next table formalizes the inferences from the table of means in a regression model, including as well the set of covariates in (1). Recall that the regression also includes a full set of dummies for age and number of children which are not reported in the table. The regression is estimated as a logistic model. The last row shows the effect of the difference-in-difference interaction on the probability of being non-employed, which is the average effect across the sample on the predicted probability of non-participation.

These findings confirm the conclusion from Table 1 that there is a response to the policy change. The effect is slightly smaller than in Table 1, with a relative rise in non-employment in the CPP regions of 2.3 percent and it is statistically significant. This is still a quite sizeable response, indicating that the 36 percent benefits rise led to a rise in non-employment of 11.5 percent, for an implied elasticity of labour force non-participation of 0.32. Thus, this straightforward difference-in-difference estimate is very supportive of a strong labour supply response to the benefits increase. The control variables in the regression have their expected effects, with married and more educated workers less likely to be non-participants. The age dummies (not shown) have the expected upwards trend, while there is no clear pattern from the dummies for number of children (also not shown).

PARAMETERIZED MODEL

As noted above, these difference-in-difference estimates do not fully exploit the available variation in potential benefits across workers in Canada. To do so, Table 3 presents estimates of the replacement rate model (2). For each model, Table 3 shows the coefficient of interest, the implied effect of the 8.8 percentage point replacement rate rise, and the implied elasticity of labour force non-participation.

The first row presents the basic model. There is a sizeable and significant effect of the potential replacement rate. The estimate implies that this policy change raised the non-employment rate by 1.2 percentage points, which is substantially below the difference-in-difference estimate, but is more precisely estimated. The implied elasticity of labour force non-participation with respect to benefits is 0.17.

One potential concern about the identification of this model, however, is that the variation in benefits does not arise solely from the policy change, as it impacts the 16 different education*region groups, but rather also from year to year changes in replacement rates within the before and after periods. Some of this year to year variation is legislative, arising from evolving system parameters over time (i.e., changes in the flat rate). But some of it also arises from year to year differences in earnings across education*region cells, which induce changes in the potential replacement rate, but which might also be independently correlated with the labour supply decisions of individuals in those cells. Moreover, this year to year variation may reduce the signal to noise ratio in my key regressor, since the true variation of interest comes from the policy change only.

In order to purge the model of these year to year changes and focus solely on the before/after comparison, the next row of Table 3 presents instrumental variables estimates of the model. The instruments are a set of interactions of education* region*AFTER, where as in equation (1) AFTER is an indicator for being after the policy change. When instrumented in this way, the only variation in benefits that is used by the regression model is the before/after difference in benefits, on average and as it impacts differentially these 16 education*region groups. That is, this IV strategy provides the means of extending the difference-in-difference estimation to account for variations in the impact of the policy by education and region.[21] The first stage fit is excellent and the F statistic is 5500.

In fact, this instrumental variables approach raises the estimates substantially, consistent with the notion that noise in the year to year replacement rate changes was biasing the estimate downwards. At this new point estimate, the implied effect on labour force non-participation from the policy change, 1.8 percentage points, is close to the difference-in-difference estimate. The implied elasticity of labour force non-participation with respect

21 In terms of the discussion above, in this model the identification comes solely from region*AFTER and region*education*AFTER.

to CPP disability benefits rises to 0.25. This is higher than the post-Parsons literature in the U.S., but is only half of the lower bound of Parsons' estimates.[22]

ADDRESSING ALTERNATIVE HYPOTHESES

The fundamental identification assumption embodied in the estimation thus far is that there was no other change in the CPP provinces, relative to Quebec, that was correlated with the labour supply decisions of older workers. This section considers the two natural alternatives to this identifying assumption. The first is that the policy was itself responding to a trend in relative labour supply across the provinces. That is, perhaps there was an underlying trend towards lower labour force participation among men in the CPP provinces, relative to Quebec, and the policy was passed in response to this trend.

It is possible to test for this underlying trend by pursuing a falsification exercise: reestimating the model on data around a year when there was no significant change in DI policy. For this purpose a new sample was constructed of men age 45 to 59, with data from April 1982 and 1983 as the "before" period, and April 1985 and April 1986 as "after". There was no significant change in DI policy around 1984. Thus, if I estimate the difference-in-difference model on this data set, and there is a significant positive effect on non-participation, then it suggests that there was a pre-existing trend. If there is no effect, however, it demonstrates that labour supply was moving in parallel in Quebec and the rest of Canada in this pre-policy change period, and that the break in the series arose only when the benefits were increased under the CPP.

The result of this falsification exercise are presented in the first row of Table 4. In fact, there is a small and insignificant positive coefficient. As the second column shows, this coefficient indicates that non-participation rose by 0.3 percentage points in the CPP (relative to the QPP) before the policy change, as opposed to the roughly 2 percentage point increase around the time of the policy change. That is, there was no relative trend before the policy change; the differential between the CPP and QPP grew only after 1987. This timing evidence supports the contention that the policy change caused the relative growth in labour force non-participation, and not the other way around.

Moreover, this finding provides a means of confirming that the contemporaneous change in the early retirement age under the CPP is not driving the main results presented in this report. The effect of this change in retirement age on 45 to 59 year olds is testable

22 Note also that these estimates are consistent with aggregate relative movements in the DI rolls over this period. From 1984 to 1989, the number of persons on the CPP program, relative to the QPP program, rose by 56,576. Unfortunately, only aggregate enrollment data over time for both provinces was available, so it was not possible to distinguish the share of this increase due to 45 to 59 year old men. But assume that this group represented the share of the increase that they represent of the 1993 CPP rolls (30 percent); the rise for this group was then 16,973 workers. 1.8 percent of the 45-59 year old male population in the CPP provinces, times a 68 percent average acceptance rate, is 16,340 workers, which is quite close to this administrative figure.

because there is a "reverse experiment" arising from the fact that Quebec first lowered its retirement age from 65 to 60 in 1984, without changing QPP disability benefits. As a result, if the early retirement age change is driving the behavior that we see for 45-59 year olds, there should be a similar change in behavior for this group in Quebec, relative to the rest of Canada, around 1984. But this is exactly the hypothesis that is tested, and rejected, by the falsification exercise. There is no relative change in labour supply across these regions around 1984. This rules out the early retirement age change as an explanation for the main findings presented in this report.

The second alternative is that there was some other contemporaneous change in the relative labour market prospects of older workers in Quebec and the rest of Canada, perhaps due to a relatively faster recovery from the recession of the early 1980s in Quebec. It is possible to assess the importance of contemporary economic conditions in driving the results by making use of a within-region control group: workers aged 25 to 39. This younger age group should be subject to the same economic shocks that affected older workers, but is unlikely to be affected in an important way by changes in DI policy, since the incidence of DI is so much lower for young workers.[23] Thus, by rerunning the basic models for this group, it is possible to assess whether there are omitted variables driving the findings.

In fact, as the next two rows of Table 4 show, there is little correlated change in behavior among younger workers. The difference-in-difference coefficient is positive, but it is fairly small relatively to the magnitude for older workers. In the next row, the (instrumental variables) parameterized model is re-estimated for this population, assigning to younger workers the benefits for 45 to 59 year olds in that region/education/year cell. In fact, applying this method to younger workers yields a negative and insignificant coefficient.

Thus, the two specification checks indicate that there was a relative change in labour supply of older workers in the CPP provinces, relative to Quebec, that arose only after benefits increased, and that was present only for the older workers to which the program primarily applies (and not for younger workers). That is, the only potential factors which could be confounding the main findings of this report are sudden changes in the relative economic opportunities or tastes for work of older workers (relative to younger workers), in the CPP provinces (relative to Quebec), around January, 1987.

In fact, there is one further test that can even rule out alternatives in this category. A CPP*AFTER interaction can be explicitly included in the parameterized model, and then used to estimate a "difference-in-difference-in-difference" model (Gruber, 1994) which is identified solely from differences in the effects of this policy change across these 16 groups of workers. That is, this model controls for any changes on average in the economic circumstances or tastes for work of older workers in the CPP regions relative

23 The incidence of DI among male workers age 25 to 39 in is less than 0.2 percent.

to Quebec, ruling out most plausible alternative explanations for the results. After controlling for average relative changes in labour supply across Quebec and the rest of Canada, this model asks whether the groups that saw the largest replacement rate increase were the groups that increased their labour force non-participation the most.

The results of this estimation are presented in the final row of Table 4, for the IV model (instrumented once again by region*education*AFTER). In fact, the estimated effect here is somewhat larger than in Table 3, indicating an elasticity of 0.32, and the coefficient is marginally significant. Taken together with the findings for younger workers, this result suggests that other general changes in the CPP provinces relative to Quebec are not driving the main estimates. Overall, the findings in Tables 2 to 4 suggest a fairly elastic labour supply response of older workers to changes in DI benefits, with the elasticity of labour force non-participation with respect to these benefits being in the range of 0.25 to 0.32.

6. WELFARE IMPLICATIONS

The estimated labour supply response that has been the focus of the paper thus far provides only part of the information required for performing a welfare analysis of the 1987 increase in CPP disability benefits. Disability is the kind of large random event for which individuals would ideally hold insurance, but private insurance markets for disability are incomplete. As a result, individuals may suffer a substantial reduction in their standard of living when they become disabled. This was particularly true under the CPP before the benefits increase, where replacement rates averaged only 25 percent of previous earnings. From the perspective of a social planner, therefore, welfare improvements might result from taxing workers somewhat more highly in order to provide a more level consumption stream for those becoming disabled. Thus, while the effects on labour supply were large, it is hard to gauge their importance without reference to the gains to persons benefitting from the more generous disability benefits under the CPP.

This section, therefore, outlines a rudimentary calculation of the social costs and benefits of the policy change. This calculation proceeds in three steps. First, a social welfare function is presented which allows for the valuing of the transfers from workers to disabled persons that were the beneficiaries of this program. Then, the estimated elasticity of labour supply response is used to measure the net cost to taxpaying workers of this transfer. Finally, these magnitudes are compared for different values of key preference parameters to evaluate whether the estimated labour supply response is large enough to wipe out the benefits from this policy change.[24]

THEORY

The main benefit of this policy change was a transfer from the relatively well off working population to the relatively poor disabled population, which will raise social welfare for a concave social welfare function. To measure the value of this benefit, suppose that social welfare is utilitarian, and that individual utility is of the CES form:

(3) $U = C^{1}\gamma / 1\text{-}\gamma$

Society consists of two groups: workers (whose population is normalized to 1) and the disabled, n_d. The income of all workers is also normalized to 1, and the (ex-ante) income of the disabled is r. Note that r includes both DI benefits, and other sources of income

24 For a much richer analysis of optimal DI benefits determination, see Diamond and Sheshinski (1995).

for those unable to work (such as spousal income or other transfers). Social welfare before the policy change is:

(4) $(1)^{1}\gamma/1-\gamma + n_d*(r)^{1}\gamma/1-\gamma$

The policy change raises benefits by an amount k. However, given that the disabled have some other resources on which they are relying to finance consumption, only a portion of the increase in benefits (βk) may be reflected in increased consumption. In other words, to some extent the increased benefits may "crowd out" other sources of support. For example, if other transfers fall as benefits rise this will offset the increment to net family resources (and therefore to consumption). If $\beta=1$, then there is no crowdout, and each dollar of increased benefits is directly translated to consumption. If $\beta=0$, then there is full crowdout, and net income is unchanged by the rise in benefits. Some of the crowded out resources may accrue back to workers as other transfers are scaled back in response to higher DI benefits. The share of crowded out resources that accrue back to workers is denoted as α.

This policy change is financed by a tax t on workers. After this change, social welfare becomes:

(5) $(1-t+\alpha k)^{1}\gamma/1-\gamma + n_d*(r+\beta k)^{1}\gamma/1-\gamma$

The benefits of this policy change are measured by the quantity t^{*} that holds social welfare constant from before to after the policy change. That is, t^{*} is the income equivalent to workers from the increase in DI benefits generosity for the disabled.

To assess the net welfare implications of the policy change, this value t^{*} can then be directly compared to t^{**}, which is the tax rate on workers necessary to finance the benefits increase. This t^{**} consists of three components. The first is the direct cost of increasing benefits for existing CPP recipients, which is simply a tax of an amount n_d*k on workers. The second is the net cost to society of the labour force leavers. For this group, assuming a full employment economy, the gross cost is the value of their production plus the benefits which must be paid to them; but the gross benefits to this group is the value of their increased leisure (i.e., the reduced disutility of work). This last component may be quite high if these workers were on the margin of leaving the labour force due to health problems.

The key to measuring these factors is to consider the impact of a marginal change in DI benefits. If DI benefits receipt is certain and if each worker's gross wage equals his marginal product, the value of the gain in leisure to the labour force leavers is exactly equal to the (after-tax) value of the production that is lost to society. This is because the worker who moves from work to non-work due to a marginal benefits increase is indifferent between work and leisure at that point. Thus, the net cost of a marginal

benefits change is simply the loss in tax revenues from the resultant reduction in labour supply, plus the cost of the benefits paid to these newly disabled workers.[25]

There are two potential complications to this simple calculation, however. First, this was not a marginal benefits increase, but rather a (relative) rise of $1668, leading to a fairly wide bound on the value of leisure. It was assumed that the distribution of values of leisure is uniform, and the average of this range was used.[26] Second, with non-linear utility and uncertain benefits, the value of leisure may actually be higher than that implied by this certainty calculation. Applying for DI is a gamble, and if individuals are denied they may be unable to return to their previous job. Instead, they may be forced to live on some reduced level of income q, which consists of spousal income or other transfers if they remain out of work, as well as some lower level of earnings if they find a new job.[27] Even if the expected benefits plus the value of leisure is greater than after-tax earnings on the job, individuals may be reluctant to take this gamble if they are risk averse. To pursue an analogy to health insurance markets, this uncertainty provides a form of "job lock" for potential DI recipients.

This is modeled by assuming that the value of leisure (or disutility of labour) is additive in consumption, and then calculating the implied bounds on the value of leisure (x) from:

$$(6) \qquad 0.68*(r)^{1-\gamma}/1-\gamma + 0.32*(q)^{1-\gamma}/1-\gamma < (1-x)^{1-\gamma}/1-\gamma < 0.68*(r+\beta k)^{1-\gamma}/1-\gamma + 0.32*(q)^{1-\gamma}/1-\gamma$$

recalling that the odds of acceptance to the program is 0.68, and outside income if denied is q.[28]

The final cost is the potential deadweight loss of raising the government revenues necessary to finance this transfer. If these increased costs were going to finance a general public good, then it might be appropriate to use traditional estimates of the marginal cost of government funds, which range from 7 cents to 21 cents per dollar raised (Fullerton,

---

25 An example is illustrative here. Consider a worker whose marginal product (and thus his gross earnings) is $30,000/year, and whose after-tax earnings are $20,000/year. If he declares himself to be disabled before benefits change, he gets $8000 in DI income. Thus, if he continues to work, the disutility of his work (the value of leisure) must be less than or equal to $12,000. Now, benefits rise to $8001, and he leaves the labour force to go on DI. This says that the value of his leisure is greater than or equal to $11,999. For simplicity, assume that the value is $11,999. In this case, the gross cost to society of his leaving his job is the $30,000 in lost production and the $8,001 in DI benefits; but the gross benefit to the worker is the $8,001 in DI benefits plus the $11,999 in leisure. Thus, the net cost is $18,001, which is the sum of the lost tax revenues plus the DI benefits paid.

26 A natural alternative would be to assume that the most disabled workers (those with the highest value of leisure) are the ones that leave on the margin, and to use as the value of leisure the upper bound from this calculation. In practice this has very little effect on the results. For example, it does not change the "break even" coefficients of relative risk aversion shown in Figure 2 by more than 0.1.

27 As noted earlier, Bound (1989) finds that in the U.S. fewer than half of denied applicants return to work, and those that do earn only 55 percent of their previous earnings level.

28 Alternatively, leisure could be modeled separably. The advantage of this approach is that it can readily convert the value of leisure into consumption equivalent units. As individuals are more risk averse, x rises, although it becomes more tightly bounded. This is because the individual requires a much larger increment to expected DI benefits to induce a move out of the labour force for a given value of leisure. Thus, there is a smaller range of values of leisure for which individuals will leave the labour force for a given dollar change in DI benefits.

1989).[29] However, as Summers (1989) highlights, traditional tax incidence analysis is inappropriate for changes in social insurance financing, since these changes result in tax-benefit linkages. That is, there is another benefit from this policy change beyond the static transfer to those who are disabled: the increased value of insurance to those who may *become* disabled, to the extent that private disability insurance is not available on the margin. Since this valuable increase in insurance on the margin is only available to those who work, this tax-benefit linkage will raise labour supply, offsetting any reductions in labour demand or supply from higher tax burdens, and thereby reducing the inefficiency of financing the benefits increase.

Empirically, several recent studies have considered the implications of social insurance financing for labour market efficiency. Gruber and Krueger (1991), Gruber (1994, forthcoming), and Anderson and Meyer (1995) all conclude that the burden of increased social insurance costs is fully passed onto workers in the form of lower wages, with little effect on employment. This is consistent with the notion of full tax-benefit linkages, and therefore little deadweight loss. Thus, for the simulations below, I assume a zero deadweight loss from raising the required revenues t^{**}.

WELFARE IMPLICATIONS - IMPLEMENTATION

Implementing the calculation of t^{*} and t^{**} first requires recognizing that the 45 to 59 year old male population studied in this report represents only roughly 30 percent of the total population of disabled. Males age 60 to 64 represent another 24 percent, females age 45 to 64 represent 32 percent, and younger males and females represent the remainder. All of these groups will benefit from the higher benefits to the disabled, but my labour supply response estimates only apply to the first group. For the purposes of this calculation, it was assumed that the elasticity of participation with respect to benefits changes is the same for all workers (male and female) age 45 to 64, and that the elasticity for those under age 45 is zero.[30] A key parameter for evaluating t is the

29 More recently, Feldstein (1995) has suggested a much higher deadweight loss from changes in marginal tax rates at the top of the income distribution.

30 Since my range of estimated elasticities is from 0.25 to 0.32, I use 0.285 as a base case estimate for these simulations. This range implies that the increase in benefits lowered labour force participation by 2.56 percent for 45 to 59 year old men. This same percentage was applied to the other groups of older workers (on their lower base of participation). For women, the assumption of an equivalent response considers on the one hand the fact that female labour supply is generally estimated to be more elastic than male labour supply, and on the other the fact that women may be less likely to be eligible for CPP disability benefits.

ex-ante income available to the disabled (called r in the model). Unfortunately, the information on disability and CPP receipt in the SCF is quite noisy. A conservative target population, those who both report themselves unable to work and report some CPP receipt, was employed.[31] The April 1987 SCF, which asks about income sources in 1986, is used to measure the ex ante after-tax income of this group of disabled, combining the total after-tax income of the individual respondents and their spouses.[32] The median income in this population in 1986 was $14,014. Only 38 percent of the income of this group came from CPP benefits on average, with 22 percent coming from spousal income, 13 percent from other government sources, 13 percent from private retirement income, and the remainder from other sources. This suggests the potential for a parameter $\beta<1$, since there are other sources of income that may be crowded out by increased DI benefits. This amount compares to an average family income for workers of $31,164, for a ratio r of 0.450. Relative to this denominator, the benefits increase in the CPP ($1,668) yields k=0.054.

Unfortunately, there is no direct evidence on the crowdout parameter β, nor on the extent to which crowded out resources flow back to workers (α). In principle, crowdout could be estimated by examining the response of the other income sources or the consumption of the disabled when benefits change. In practice, this exercise is not possible since the pool of disabled is changing (due to the labour supply response measured in this paper), so that any changes in other income may not be due to crowding out but rather to a different mix of disabled persons. Therefore two polar cases for βwere assumed. In the first, $\beta=1$, so that there is no crowdout (and so $\alpha=0$). In the second, the marginal dollar of DI is treated like the average dollar, with 38 cents going to consumption and the remainder being crowded out. It was further assumed that a dollar of crowded out spousal labour supply is worth 50 cents to the family in increased leisure for the spouse, so that the total $\beta = 0.38 + 0.5*0.22 = 0.49$. In this case, the consumption of workers rises by the 40 cents that is non-DI and non-spousal labour supply income of the family (since these are transfers of some kind), so that $\alpha = 0.4$.

As noted above, there are two costs of this policy change. The first is the cost of the transfer to the ex-ante disabled, which is simply the cost of 0.054 per disabled worker, spread over all workers. The second is the cost of the increased labour force leaving, which is the sum of the lost tax revenues and the benefit payments to this group, minus the increased consumption-equivalent value of their leisure. As noted above, it was

---

31 CPP receipt can also include CPP retirement income or survivors benefits, but by also conditioning on inability to work it was the intention to capture the population that is receiving CPP support for disability.

32 Taxes are calculated for each family in the data using a tax calculator constructed based on Perry (1984, 1990).

assumed that 2.56 percent of all older workers leave the labour force in response to the policy change. It was also assumed that 68 percent of those who left their jobs to apply received benefits. This average acceptance rate may somewhat overstate the acceptance probability of this group (which is presumably less sick on the margin than earlier applicants).

To compute the lost tax revenues, the average tax rate for each worker was calculated, and this average tax rate was multiplied by earnings to obtain a tax loss if the worker leaves the labour force. It was assumed that denied workers do not return to work, so that these tax revenues are lost for all labour force leavers. It was then recognized that the benefits change was highest, and thus the labour force leaving effect largest, for lower income workers, so that using the average tax rate across all older workers would overstate the tax revenue loss. Therefore a weighted average of the tax revenue loss was used, where the weights are the replacement rate for each older person's education*region cell in 1986.[33] A loss in tax revenues per older worker leaving the labour force was thereby obtained which amounted to $6,102 (which is sizeable relative to the $7,776 in DI benefits received by these workers). Finally, it was assumed that the income of workers if they are denied for DI benefits (q) is equal to the average of the non-DI income of the disabled.

Overall, this calculation yields a tax cost per worker of 0.65 percent of wages. Only 0.19 percent of wages results from the transfer to the currently disabled, with the remainder arising from the change in labour supply of older workers. That is, the "static" revenue loss is only 30 percent of the total revenue cost of this policy change.

Finally, comparing this cost to the benefits of the policy change requires assumptions on the coefficient of relative risk aversion, γ. Values from 1 (log utility) to 4 are considered, with 4 corresponding to the high end of the range estimated in the previous macro literature. Most previous estimates place this parameter in the range of 2-3 (Zeldes, 1989; Engen, 1993).

This comparison is shown in Figure 2. The x axis shows different values for the parameter of risk aversion, and the y axis measures the net welfare gain per dollar of income to workers. There are two lines corresponding to the two values of β. The curves are all upward sloping since this transfer and increased insurance are more valuable as individuals (and therefore society) are more risk averse.

For the no crowdout case (β=1), there are welfare gains from this policy for values of γ of 1.5 and above. Even if there is substantial crowdout, there are welfare gains for values of γ of 2.1 and above. Thus, despite this large labour supply response that tripled the "static" cost of financing the benefits increase, there are welfare gains for the typical range of

---

33 The replacement rates for 45-59 year old men was used to form these weights, but the ratio of replacement rates across cells is likely to be similar for all older workers.

estimated coefficients of relative risk aversion. It is therefore quite important to consider the benefits of this transfer in assessing the implications of the response of labour supply to this policy change.

This calculation is, of course, only illustrative, and requires a number of assumptions. Most importantly, a perfectly competitive full employment labour market was assumed. If there are labour market imperfections, this assumption will overstate the costs of this policy change for two reasons. First, some of the jobs left by older workers will be filled by unemployed younger workers, reducing the lost production to society. Second, the wage earned by older disabled workers may have been above their marginal product, but employers may have been unable to pay them less or fire them due to labour market regulations or workplace norms. This implies that the loss in production from these workers voluntarily leaving their jobs is smaller than the foregone earnings. A representative worker and disabled person, using the median incomes in both populations was employed, rather than a distribution of incomes for each group. This would raise the net benefits of the policy with concave utility, since some disabled will have very low incomes. Also, it was assumed that denied applicants do not return to work. To the extent that they do return to work, it lowers the social cost of the policy change. On the other hand, the costs of this benefits increase are potentially understated in two ways. First, it was assumed that there is no labour supply response among younger workers. Second, it was assumed that there is no deadweight loss of financing the benefits change, on the basis of evidence from other social insurance programs from the U.S.

7. CONCLUSIONS

A critical parameter for the design of DI policy is the responsiveness of labour supply with respect to benefits generosity. Estimating this parameter in the U.S. context has proved difficult, but the substantial rise in CPP disability benefits in 1987 provides a mechanism for doing so. This analysis examines labour responses using both straightforward difference-in-difference models and more parameterized models. In both cases, the analysis finds a large labour supply effect for the benefits increase. The central estimates imply an elasticity of labour force non-participation with respect to benefits of 0.25 to 0.32.

Is this estimate large or small? There are two benchmarks against which it can be compared. First, the estimate can be compared to the previous literature on the U.S. Such a comparison indicates that the estimate presented in this report is closer to the post-Parsons evidence on the elasticity of response than it is to even Parson's lower bound estimate, confirming the notion that DI benefits changes alone cannot explain the dramatic time series trend among older men in the 1970s.[34] Second, the estimate can be compared to the estimated welfare gains from this transfer to the relatively poor off population of disabled. In this case the analysis finds that despite the large labour supply response, there were welfare gains from the policy change for a wide range of preference parameters. While the welfare analysis has some limitations, it illustrates that even with large distortionary effects on labour supply, social insurance generosity increases can raise welfare.

It is important to note that this analysis has ignored dynamic considerations, so the findings may misstate the steady state elasticity of response to benefits levels. In particular, the estimated elasticity may overstate the steady state elasticity if there are "announcement effects", whereby large benefits increases affect behavior more strongly than do incremental benefits differences. On the other hand, by examining behavior for only several years after the benefits change, the analysis may be understating the response if there is some further adjustment to this new higher level of benefits over time. In particular, the effect on the long run stock of disabled workers may be substantially larger if there is a higher elasticity of labour supply with respect to health shocks which slowly accumulate among older workers in the CPP.

---

34 More specifically, from 1960 to 1980, potential DI replacement rates rose by 53 percent (U.S. Congress Committee on Ways and Means, 1990). At the central elasticity estimates of 0.25 to 0.32, this increase would induce a rise in labour force non-participation of 13 to 17 percent. But over this time period, as noted above, the non-participation rate of 45 to 54 year old men rose by over 100 percent, so that the increase in DI benefits can explain at most only about 15 percent of the increase in non-participation. This does not rule out a role for the DI program per se, since increased program awareness or easing disability standards may have played a stronger role in this era. See Bound and Waidmann (1992) for a more detailed interpretation of these time series trends.

Table 1: Means

	CPP, Before	CPP, After	QPP, Before	QPP, After	Diff-in-Diff
Benefits	5134	7776	6878	7852	1668 (17)
Replacement Rate	0.245	0.328	0.336	0.331	0.088 (0.003)
Not Employed last week	0.200	0.217	0.256	0.246	0.027 (0.013)
Married?	0.856	0.856	0.817	0.841	-0.024
Any Kids<17?	0.367	0.351	0.354	0.336	0.002
Less than 9 years of Education	0.303	0.274	0.454	0.421	0.004
9-10 Years of Education	0.202	0.199	0.179	0.178	-0,002
11-13 Years of Education	0.246	0.254	0.169	0.187	-0.010
Post-Secondary Education	0.249	0.273	0.198	0.214	0.008
Number of Obs	11349	18059	2134	3113	

Notes: Based on author's tabulations. QPP refers to Quebec; CPP refers to the remainder of Canada. Before is 1985-1986; After is 1987-1989. Standard deviations in parentheses.

Table 2: DD Model

Married	-0.952 (0.035)
< 9 Years of Education	1.291 (0.041)
9-10 Years of Education	0.835 (0.045)
11-13 Years of Education	0.390 (0.046)
CPP Region	-0.173 (0.058)
After Policy Change	-0.005 (0.068)
CPP Region* After Policy Change	**0.150** **(0.075)**
Implied Probability Effect	**0.023**
Number of Observations	34655

Notes: Table presents logistic estimation of equation (1) in text. Standard errors in parentheses. Regressions also include full set of dummies for age and number of children.

Table 3: Parameterized Models

Specification	Not Employed		
	Estimate	Policy Effect	Elasticity
Basic Model	0.927 (0.469)	0.012	0.17
IV Model	1.344 (0.563)	0.018	0.25
Number of Obs	34655		

Notes: Coefficients are those on replacement rate from logistic models such as (2); standard errors in parentheses. Regression includes all of the control variables listed in Table 2, as well as a full set of dummies for number of children, age, year, region, education*region, and education*year. IV model uses as instruments a set of education*region*AFTER dummies. Policy effect is impact of relative replacement rate increase in CPP in 1987; elasticity is percentage change in dependent variable (relative to ex-ante CPP value) relative to percentage change in replacement rate.

Table 4: Alternative Hypotheses

Specification:	Estimate	Implied Policy Effect	Elasticity
Falsification Exercise: Preexisting Trends?	0.023 (0.080) 28756	0.003	
DD for Younger Workers	0.055 (0.060) 60483	0.007	
Parameterized Model - Younger Workers – IV	-0.303 (0.605) 60483	-0.003	
DDD Model with CPP*AFTER, IV Estimate	1.710 (0.891) 34655	0.023	0.32

Notes: Standard errors in parentheses; number of observations in final row of each cell. First row shows results of a DD regression of the form of (1), with 1982 & 1983 as before, and 1985-1986 as after. Second row shows DD regressions for younger (25-39 years old) male workers; third row shows parameterized model of the form of (2) for this sample. Final row shows regression of the form of (2), but also including a CPP*AFTER interaction; this is IV model, using as instruments a set of education*region*AFTER dummies. Rows (1) and (2) include control variables listed in Table 2 and footnote to that table. Rows (3)-(5) include all of the control variables listed in Table 2, as well as a full set of dummies for number of children, age, year, region, education*region, and education*year. Policy effect is impact of relative replacement rate increase in CPP in 1987; elasticity is percentage change in dependent variable (relative to ex-ante CPP value) relative to percentage change in replacement rate.

8. BIBLIOGRAPHY

Anderson, Patricia M. and Bruce D. Meyer (1995). *The Incidence of a Firm-Varying Payroll Tax: The Case of Unemployment Insurance*. NBER Working Paper #5201.

Baker, Michael, and Dwayne Benjamin (1996). *Early Retirement Provisions and the Labour Force Behavior of Older Men: Evidence from Canada*. Mimeo, University of Toronto

Bound, John (1989). *The Health and Earnings of Rejected Disability Applicants*, American Economic Review, 79, 482-503.

Bound, John (1991). *The Health and Earnings of Rejected Disability Applicants: Reply*, American Economic Review, 81, 1427-1434.

Bound, John and Timothy Waidmann (1992). *Disability Transfers, Self-Reported Health, and the Labour Force Attachment of Older Men: Evidence from the Historical Record*, Quarterly Journal of Economics, 107, 1393-1420.

Card, David, *The Effects of Minimum Wage Legislation: A Case Study of California, 1987-89*, Industrial and Labour Relations Review, 46 (1992), 38-54.

Daly, Mary (1996). *Characteristics and Income Patterns of Non-Elderly OASDI and SSI Beneficiaries*. Memo prepared for the National Academy of Social Insurance Committee on the Privatization of Social Security.

Diamond, Peter, and Eytan Sheshinski (1995). *Economic Aspects of Optimal Disability Benefits*, Journal of Public Economics, 57, 1-23.

Engen, Eric, *A Stochastic Life-Cycle Model with Mortality Risk: Estimation with Panel Data*. Mimeo, UCLA, 1993a.

Feldstein, Martin (1995). *Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax*. NBER Working Paper #5055.

Fullerton, Don (1989). *If Labour is Inelastic, Are Taxes Still Distorting?*, NBER Working Paper #2810.

Gruber, Jonathan (1994). *The Incidence of Mandated Maternity Benefits*, American Economic Review, 84, 622-641.

Gruber, Jonathan (forthcoming). *The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile, Journal of Labour Economics*, forthcoming.

Gruber, Jonathan, and Maria Hanratty (1995). *The Labour Market Effects of Introducing National Health Insurance: Evidence from Canada*, Journal of Business and Economics Statistics, 13, 163-174.

Gruber, Jonathan, and Alan Krueger (1991). *The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers' Compensation Insurance*, Tax Policy and the Economy 5, David Bradford, ed., 1991. Cambridge, MA: MIT Press, 111-143.

Gruber, Jonathan, and Jeffrey D. Kubik (forthcoming). *Disability Insurance Rejection Rates and the Labour Supply of Older Workers*, Journal of Public Economics, forthcoming.

Halpern, Janice, and Jerry A. Hausman (1986). *Choice Under Uncertainty: A Model of Applications For the Social Security Disability Insurance Program*, Journal of Public Economics, 31, 131-161.

Haveman, Robert H., and Barbara L. Wolfe (1984). *The Decline in Male Labour Force Participation: Comment*, Journal of Political Economy, 92:532-541.

Human Resources Development Canada (1995). *CPP Disability Incidence Study*. Ottawa: Income Security Programs Branch, HRDC.

Human Resources Development Canada (1996). *Statistics Related to Income Security Programs*. Ottawa: HRDC.

Leonard, Jonathan S. (1986). *Labour Supply Incentives and the Disincentives for Disabled Persons*, In Disability and the Labour Market: Economic Problems, Policies, and Programs, Ed. Berkowitz, M. and M. A. Hill. Ithaca, NY: ILR Press.

Lewin-VHI (1996). *Labour Market Conditions, Socioeconomic Factors, and the Growth of Applications and Awards for SSDI and SSI Disabiilty Benefits*. Final Report to U.S. Department of Health and Human Services.

Lumsdaine, Robin and David Wise (1990). *Aging and Labour Force Participation: A Review of Trends and Explanations*, NBER Working Paper 3420, August.

Maki, Dennis R. (1993). *The Economic Implications of Disability Insurance in Canada*, Journal of Labour Economics, 11, S148-S169.

Marvel, Howard P. (1982). *An Economic Analysis of the Operation of Social Security Disability Insurance*, Journal of Human Resources, 17, 393-412.

Parsons, Donald (1980). *The Decline of Male Labour Force Participation*, Journal of Political Economy, 88, 117-134.

Parsons, Donald (1991a). *Self-Screening in Targeted Public Transfer Programs*, Journal of Political Economy, 99, 859-876.

Parsons, Donald (1991b). *The Health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants: Comment*, American Economic Review, 81, 1419-1426.

Perry, J. Harvey (1984). Taxation in Canada: Fourth Edition. Ottawa: Candian Tax Foundation.

Perry, J. Harvey (1990). Taxation in Canada: Fifth Edition. Ottawa: Candian Tax Foundation.

Summers, Lawrence H. (1989). *Some Simple Economics of Mandated Benefits*, American Economic Association Papers and Proceedings, 79:177-183.

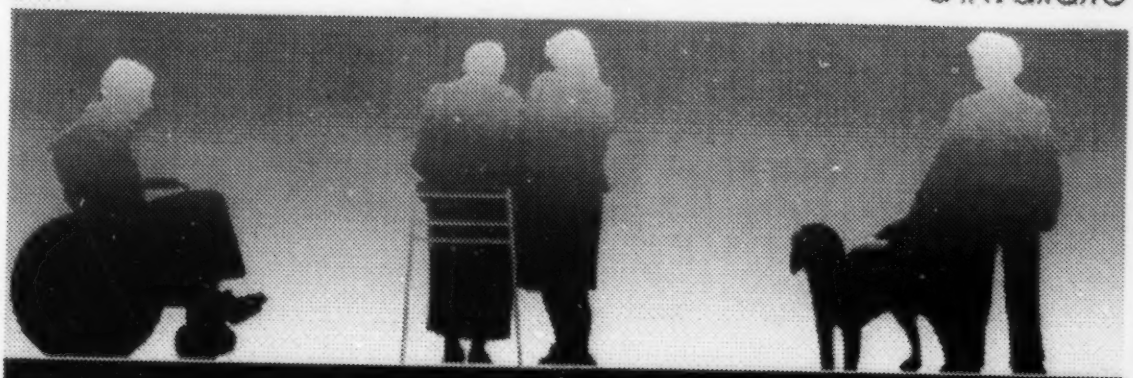
U.S. Congress, House Committee on Ways and Means (1990,1993). Overview of Entitlement Programs, U.S. Department of Health and Human Services.

U.S. Department of Health and Human Services (1993). Annual Statistical Supplement to the Social Security Bulletin. Washington, D.C.: U.S. DHHS Social Security Administration

Zeldes, Stephen P. (1989). *Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation*. Journal of Political Economy, 97, 305-346.

RPC

Phase II
Prestations d'invalidité



Rapport d'évaluation

Offre de travail et mieux-être des travailleurs âgés

Développement des ressources humaines Canada
Human Resources Development Canada

Canada

Régime de pensions du Canada
Prestations d'assurance-invalidité, offre de travail et mieux-être des travailleurs âgés

Évaluation et exploitation des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada
Août 1997

REMERCIEMENTS

Je suis redevable à Courtney Coile, Kevin Frisch et, plus particulièrement, Sue Dynarski de leur excellente aide en recherche, à Doug Bernheim, John Bound, Peter Diamond, Louis Kaplow, Don Parsons et les participants des séminaires aux universités Harvard et Brown et au NBER de leurs utiles commentaires, à Marilyn Knock et Ging Wong de leurs observations et de leur précieux concours à l'étape de la collecte de données, à Bernard Dussault et Pierre Plamondon de l'inlassable patience avec laquelle ils m'ont expliqué les caractéristiques institutionnelles du régime canadien d'assurance invalidité, et à Développement des ressources humaines Canada et au National Institute of Aging de leur aide financière. Je précise enfin que les opinions exprimées dans cette étude m'appartiennent et ne sont pas nécessairement partagées par Développement des ressources humaines Canada.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE i

1. INTRODUCTION 1

2. CONTEXTE 5
   - AI CANADIENNE 5
   - COMPARAISON AVEC L'AI AMÉRICAINE 7
   - AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES AMÉRICAINES 8
   - AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES CANADIENNES 11

3. DONNÉES UTILISÉES DANS L'ANALYSE 12

4. ORIENTATION MÉTHODOLOGIQUE 14
   - ESTIMATION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ 14
   - MODÈLES PARAMÉTRÉS 15

5. RÉSULTATS 18
   - MOYENNES 18
   - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ 18
   - MODÈLE PARAMÉTRÉ 19
   - AUTRES HYPOTHÈSES À CONSIDÉRER 20

6. CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE 24
   - THÉORIE 24
   - CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE - EXÉCUTION DU CALCUL 28

7. CONCLUSIONS 32

8. BIBLIOGRAPHIE 36

SOMMAIRE

L'assurance invalidité est un régime public qui soutient le revenu des gens qu'une invalidité rend incapables de continuer à travailler. La difficulté de définir l'invalidité a cependant fait craindre que ce régime ne vienne en réalité financer la retraite anticipée de travailleurs qui ne sont pas véritablement handicapés. Un aspect primordial de l'évaluation de l'ordre de grandeur optimal des indemnités d'assurance invalidité est donc l'élasticité de la réaction de l'offre de travail à ces prestations. Il s'est révélé difficile d'estimer ce paramètre dans le contexte du régime américain où tous les travailleurs ont un même barème d'indemnisation. Toutefois, au Canada, l'existence de régimes distincts au Québec et dans le reste du Canada en rend l'étude possible.

En janvier 1987, on a majoré de plus de 150 $ par mois les indemnités d'invalidité dans le Régime de pensions du Canada (RPC), mais non pas dans le Régime des rentes du Québec (RRQ). Dans cette étude, nous considérons la hausse de ces indemnités du RPC par rapport aux prestations correspondantes du RRQ par deux méthodes, à savoir une analyse de différence du deuxième degré et l'utilisation d'un modèle de taux de remplacement. Les résultats impliquent un degré d'élasticité de 0,25 à 0,32 de l'inactivité par rapport aux indemnités versées dans le RPC.

Si la réaction d'offre de main-d'oeuvre est appréciable, ce n'est pas nécessairement dire qu'on a eu tort de majorer les prestations d'invalidité du RPC. Les résultats de l'application d'un modèle simple de bien-être social indiquent que la valeur pour la société d'une augmentation des prestations d'assurance sociale peut l'emporter sur les coûts même si cette réaction est importante.

RPC :
Assurance invalidité
Offre de travail
Travailleurs âgés

1. INTRODUCTION

Un des principaux régimes d'assurance sociale qui existent dans tout le monde industrialisé est l'assurance invalidité (AI). Aux États-Unis, on compte plus de 5 millions d'assurés et les indemnités versées approchent des 40 milliards (Département de la Santé et des Services humains des États-Unis, 1994). Au Canada, on dénombre quelque 340 000 assurés et les prestations servies dépassent les 3 milliards (ministère du Développement des ressources humaines). En proportion du PIB, les deux pays dépensent à peu près autant en assurance invalidité.

En théorie, l'AI indemnise les travailleurs physiquement incapables de trouver un travail qui leur convient. L'invalidité semblerait un état idéal à cibler pour les administrateurs de régimes appelés à affecter les ressources à ceux qui ont véritablement besoin d'un soutien de revenu. Toutefois, dans la pratique, il est difficile d'établir si des travailleurs sont réellement invalides. Diverses études révèlent que le mode de constatation des invalidités est entaché d'erreurs appréciables[1]. Vu la difficulté de bien constater l'invalidité et les généreuses indemnités offertes, maints observateurs ont fait valoir que l'AI vient largement déformer les décisions professionnelles et se trouve, pour l'essentiel, à «subventionner» une retraite anticipée des travailleurs âgés pour qui il est des plus ardus de bien définir les invalidités susceptibles de mettre fin à la vie professionnelle.

Par ailleurs, d'autres analystes soutiennent que la vaste majorité des bénéficiaires de l'AI sont véritablement invalides et incapables de travailler contre rémunération, d'où l'idée que toute déformation des décisions d'offre de travail reste infime. Cet argument implique que les gains de bien-être découlant d'une redistribution des ressources au profit des invalides à faible revenu l'emportent sur le coût d'une diminution de l'offre de main-d'oeuvre. Un facteur critique d'évaluation de cette affirmation et de modélisation de l'ordre de grandeur souhaitable des indemnités AI consistera donc à estimer empiriquement l'élasticité de la réaction de l'offre de travail à l'importance des prestations.

Aux États-Unis, les études abondent sur les effets des indemnités d'invalidité sur l'offre de main-d'oeuvre. Il s'est toutefois révélé malaisé d'évaluer cette réaction comportementale dans le contexte américain, et ce, parce que l'AI américaine verse des indemnités qui varient selon les travailleurs principalement en fonction de leur revenu antérieur. Il reste que les antécédents de revenu du travail seront fort probablement en étroite corrélation avec la propension à travailler à un âge plus avancé, et qu'il est difficile de distinguer les effets comportementaux de l'AI de ces différences de

---

1 Ces études sont recensées dans Parsons (1991a).

propension. Ce qu'il faut pour isoler ces effets, c'est cerner les différences d'importance des avantages entre les travailleurs indépendamment de la propension foncière à travailler à un âge plus avancé.

De telles différences sont apparues dans le contexte de l'AI canadienne, qui ressemble fort à l'AI américaine sauf - distinction essentielle - qu'il existe au Canada deux régimes, à savoir le Régime des rentes du Québec (RRQ) et le Régime de pensions du Canada (RPC) s'appliquant dans toutes les provinces canadiennes à l'exception du Québec. Ces régimes sont identiques à maints égards, mais depuis les premières années de la décennie 1970, les indemnités ont augmenté plus rapidement dans le régime québécois. À la fin de 1986, elles étaient bien plus généreuses que les indemnités du RPC, notamment pour les travailleurs qui gagnaient peu avant de devenir invalides. En janvier 1987, le RPC a majoré ses indemnités pour que les deux régimes soient d'une égale générosité. La hausse a été de presque 2 000 $ par an. En moyenne, cela représente une augmentation de 36 % du taux de remplacement du RPC par rapport à celui du RRQ. Cette évolution considérable des différences de générosité des régimes est précisément le genre de changement par lequel on peut évaluer la réaction de l'offre de travail aux indemnités AI. Un tel changement de politique est l'occasion de faire une étude différentielle de l'évolution des indemnités, car ici ce sont seulement les travailleurs hors Québec qui ont été touchés.

Cette évaluation vise principalement à estimer, par ce changement de politique, l'élasticité de la réaction de l'offre de travail aux indemnités AI dans le cas des travailleurs âgés. Aux fins de cette analyse, nous exploitons les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), enquête transversale annuelle qui livre des renseignements sur les caractéristiques démographiques et économiques. Il s'agit de joindre à cette information des données sur les indemnités servies dans le temps par le RPC et le RRQ. Nous établissons deux types d'estimation du changement de politique. Il y a d'abord une estimation type de différence du deuxième degré, qui porte sur l'effet (sur l'offre de main-d'oeuvre) de l'importante évolution des indemnités hors Québec. Il y a ensuite une estimation plus paramétrée qui porte sur les différences secondaires d'effet de ce changement de politique selon les travailleurs inscrits au RPC et au RRQ.

Pour l'une et l'autre de ces estimations, les résultats indiquent que les indemnités ont une grande incidence sur l'offre de travail chez les travailleurs âgés. Les estimations principales impliquent que le degré d'élasticité de l'inactivité par rapport à l'importance des avantages est de 0,25 à 0,32. Ce résultat résiste bien à divers contrôles de spécification. Malgré cette ample réaction de l'offre de travail, une analyse simplifiée de bien-être social fait voir que les gains de ce transfert aux invalides relativement pauvres dans le cadre du RPC l'ont emporté sur le coût net en charges sociales du financement de cette augmentation de l'indemnisation selon des hypothèses plausibles quant aux paramètres de préférences.

Nous avons ainsi structuré notre exposé : la partie I décrit à grands traits l'AI canadienne, la compare à l'AI américaine et recense les études empiriques consacrées aux effets comportementaux de l'assurance invalidité; la partie II présente les données et la partie III examine la stratégie empirique; la partie IV livre les résultats de l'estimation de l'offre de travail; la partie V dégage ce qu'impliquent les constatations sur le plan du bien-être et la partie VI expose les conclusions.

2. CONTEXTE

AI CANADIENNE

L'AI canadienne a été instituée le 1er janvier 1966 avec les rentes professionnelles du RRQ et du RPC. Pour y être admissible, on doit travailler et avoir cotisé deux des trois années précédentes ou cinq des dix dernières années. Il faut aussi être incapable de travailler contre rémunération à cause d'une invalidité physique[2]. C'est un médecin qui constate les invalidités. Les gens dont la demande est refusée ont le droit d'en appeler au moins par deux fois. En 1989 - dernière année d'échantillonnage et première année pour laquelle nous disposions de données -, on a refusé environ 40 % des demandes au premier stade d'examen dans le cas du RPC, contre 33 % dans celui du RRQ. Si le taux initial de refus est plus élevé dans le RPC, il est plus bas au stade des appels, si bien que la prise en compte des appels tranchés en faveur de l'appelant dans le taux global de refus dégage des chiffres plutôt semblables pour les deux régimes, soit 32 % pour le RPC contre 30 % pour le RRQ[3]. Le travailleur qui devient invalide doit attendre trois ou quatre mois avant de commencer à recevoir ses indemnités.

Dans le RPC comme dans le RRQ, les indemnités se divisent en trois tranches. Il y a d'abord une partie fixe, c'est-à-dire une prestation uniforme que peuvent toucher tous les travailleurs admissibles. Il y a ensuite une tranche liée au revenu de travail. On la calcule en exprimant le revenu passé du travailleur en dollars courants[4] à l'aide d'un indice salarial, en retranchant 15 % de mois où le revenu réel a été le plus bas et en prenant 18,75 % de la moyenne des mois qui restent[5]. La dernière tranche est celle de la prestation d'enfant, montant fixe versé par mois à l'égard des enfants de moins de 18 ans.

---

2 Dans le RPC, on entend par là tout emploi, comme dans le RRQ avant 1993. Depuis lors, il s'agit de l'«emploi habituel» dans ce dernier régime. Depuis 1984, c'est le dernier emploi qui est visé dans le RRQ dans le cas des travailleurs de plus de 60 ans, mais notre étude porte seulement sur ceux qui ont moins de 60 ans.

3 D'après des données administratives inédites émanant du RPC et du RRQ. Il est difficile de tirer de ces chiffres des différences relatives de rigueur de sélection entre les régimes, car les populations de demandeurs peuvent présenter des différences d'état de santé dans le temps; voir Gruber et Kubik (étude à paraître) pour un examen plus poussé de l'interprétation des données sur les taux de refus.

4 Les données sur le revenu antérieur de travail vont jusqu'en 1966.

5 On exclut aussi les mois d'indemnisation antérieure AI, tout comme les mois où les travailleuses ont eu des enfants. Comme cette étude porte sur les travailleurs âgés de sexe masculin, ce dernier aspect n'entre pas dans le calcul des avantages.

Si on fait la moyenne tant pour le RPC que pour le RRQ, les indemnités ont remplacé environ 26 % du revenu moyen des travailleurs canadiens âgés de 50 à 59 ans en 1986[6].

Si le calcul de la tranche liée au revenu a été le même dans le RPC et le RRQ depuis leur création, on relève des différences pour les deux autres degrés de l'indemnisation. La prestation uniforme a été la même dans les deux régimes jusqu'en 1972, après quoi elle a commencé à augmenter plus rapidement au Québec. Cette évolution est décrite à la figure 1 qui représente cette prestation dans le temps. Comme on peut le voir, le fossé se creuse avec le temps entre le Québec et le reste du Canada et, en 1987, la différence est de plus de 150 $ par mois. En janvier 1987, le RPC a porté sa prestation uniforme au niveau de l'indemnité québécoise, ce qui a constitué une majoration de plus de 150 %. Les deux séries ont présenté une évolution convergente depuis lors. Il y a aussi eu des différences de calcul de la prestation d'enfant dans le temps. Celle-ci a gagné en générosité dans le RPC, sa valeur mensuelle par enfant montant progressivement de 57 $ en 1981 à 155 $ en 1993, alors qu'elle demeurait faible (29 $) jusqu'en 1993 dans le RRQ. Cela a contrebalancé certaines discontinuités de la série chronologique pour la prestation uniforme des travailleurs invalides avec enfants, mais n'a guère d'effet sur l'évolution relative considérable des indemnités en janvier 1987.

Il convient de noter que la majoration des indemnités n'a pas été le seul changement de politique dans le RPC en 1987. Deux autres modifications peuvent présenter de l'intérêt pour notre analyse. On a d'abord réduit la période antérieure de revenu de travail qui rend admissible aux indemnités. Avant 1987, il fallait avoir cotisé pendant dix ans ou le tiers de sa carrière selon la moindre de ces périodes. En 1987, on a ramené les exigences aux valeurs que nous avons mentionnées plus haut. Bien qu'un certain nombre de travailleurs plus jeunes soient devenus admissibles à l'AI, l'incidence sur les travailleurs âgés a été négligeable dans la pratique, car leurs états de service étaient généralement suffisants déjà dans l'un et l'autre des régimes.

Le second changement de politique est peut-être plus problématique. C'est le régime de retraite anticipée (à l'âge de 60 ans) pour les prestations de retraite du RPC[7]. Avec ce changement, l'activité peut diminuer chez les travailleurs âgés de 60 à 64 ans indépendamment de toute modification des indemnités AI. Dans le présent exposé, nous nous attacherons aux travailleurs de moins de 60 ans. Il paraît peu probable au départ que ce changement de politique ait eu d'importants effets sur les travailleurs de moins de 60 ans, puisque Baker et Benjamin (1996) n'ont guère vu d'incidence sur les travailleurs de 60 à 64 ans qui étaient directement touchés par le changement. Il reste

---

6 Selon les calculs de l'auteur à l'aide de la méthodologie décrite plus loin de calcul des avantages possibles.

7 Les travailleurs qui décident de prendre leur retraite avant l'âge de 65 ans voient leurs indemnités réduites de 0,5 % par mois à l'égard de chaque mois antérieur à cet âge où ils demandent des prestations de retraite du RPC, la diminution pouvant être de 30 % au total pour les bénéficiaires à l'âge de 60 ans.

que, dans un modèle de cycle de vie pour l'offre de main-d'oeuvre, il est sûrement possible que des changements de perspectives après l'âge de 60 ans influent sur les décisions prises avant cet âge[8]. Toutefois, si on considère que le Québec avait modifié plusieurs années auparavant l'âge de la retraite anticipée, on peut montrer, par les données présentées dans ce rapport, que les modifications des dispositions de retraite anticipée du RPC n'ont aucun effet déterminant sur les résultats empiriques de l'échantillon des travailleurs âgés de 45 à 59 ans. Bien sûr, on ne peut automatiquement écarter l'hypothèse que la majoration des prestations ait elle-même été motivée par les lignes de force de l'évolution (relative) de l'économie hors Québec, qui sont venues changer les perspectives professionnelles relatives des travailleurs âgés[9]. C'est pourquoi il est aussi question dans ce rapport d'un certain nombre de contrôles permettant peut-être d'infirmer cette hypothèse.

COMPARAISON AVEC L'AI AMÉRICAINE

Les AI américaine et canadienne se ressemblent fort, mais à deux différences près. La première de ces différences réside dans la structure de l'indemnisation. Dans les indemnités servies aux États-Unis, la tranche liée au revenu domine, et il n'y a pas de prestation uniforme. En revanche, le barème de transposition revenu antérieur-indemnité est bien plus progressif chez notre voisin du sud, si bien que les deux pays présentent une même structure de redistribution dans leurs barèmes d'indemnisation. Aux États-Unis, les indemnités sont bien plus élevées en moyenne et le taux de remplacement est de 42 % pour le travailleur moyen (U.S. Congress Committee on Ways and Means, 1990). Ajoutons que le revenu AI n'est pas imposable pour la plupart des ménages américains, alors qu'il est intégralement imposé au Canada. Ainsi, les taux de remplacement après impôt sont beaucoup plus grands aux États-Unis.

La seconde différence tient à la rigueur de la sélection AI. La structure de base est la même (examen initial et appels), mais le taux de refus s'établit à 57 % aux États-Unis au stade de l'examen initial. Dans ce pays, le taux final de refus (appels compris) est de 47 %, contre 30 % environ au Canada. De plus, le délai de carence (5 mois) aux fins de

---

8 Prenons l'exemple de quelqu'un qui, dans l'ancien régime, prévoyait prendre sa retraite à l'âge de 63 ans et vivre de ses économies pendant deux ans. Dans le nouveau régime, il pourrait opter pour la retraite à 59 ans, vivre de ses économies pendant un an et prendre les économies qu'il devait dépenser la seconde année pour faire l'appoint des prestations actuariellement réduites à l'âge de 60 ans. Par ailleurs, l'âge de la retraite anticipée peut rendre l'AI moins attrayante pour les travailleurs âgés, puisque ceux-ci peuvent maintenant quitter leur emploi à l'âge de 60 ans et toucher un revenu de retraite sans avoir à supporter l'odieux d'être considérés comme des «invalides». Ceux qui quitteraient normalement vers la fin de la cinquantaine pourraient aussi demander des prestations AI pour retarder leur mise à la retraite jusqu'à l'âge de 60 ans et ensuite recevoir des prestations de retraite. Il est donc difficile de voir quel sera l'effet au juste sur les travailleurs de moins de 60 ans.

9 Il n'est fait mention de ce facteur ni dans la loi ni dans les textes décrivant l'économie politique du régime AI (Développement des ressources humaines Canada, 1995).

l'indemnisation est un peu plus long qu'au Canada. Malgré une sélection plus rigoureuse (peut-être à cause des indemnités plus généreuses),la fréquence de l'indemnisation AI est quelque peu supérieure aux États-Unis. Ainsi, 4,8 % des Américains de sexe masculin âgés de 45 à 59 ans sont indemnisés, contre 3,9 % des hommes du même groupe d'âge dans les provinces canadiennes où s'applique le RPC[10].

AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES AMÉRICAINES

À l'origine des études consacrées aux effets de l'AI sur le marché du travail aux États-Unis, il y a la constatation d'un fait étonnant dans la série chronologique. On a en effet observé une convergence presque totale entre l'augmentation du nombre de bénéficiaires de l'AI et la diminution de l'activité des travailleurs âgés pendant les années 1960 et 1970. Le nombre de bénéficiaires a monté de 455 000 en 1960 à 2,9 millions en 1980 (Département de la Santé et des Services humains des États-Unis, 1993). Pendant la même période, le taux d'inactivité des hommes de 45 à 54 ans s'est accru de 105 % et celui des hommes de 55 à 64 ans, de 111 % (Bound, 1989). Les inférences causales à partir des données de cette série chronologique sont toutefois problématiques, car divers autres changements se sont opérés sur le marché du travail ainsi que dans les perspectives s'offrant hors de ce marché aux hommes plus âgés à cette époque[11].

Des études assez abondantes ont tenté de cerner, par les variations transversales, le rôle que joue l'AI dans les décisions d'activité des hommes de ce groupe d'âge. Pour ce faire, elles ont modélisé l'activité ou l'indemnisation AI en fonction des degrés d'avantage possible de ce régime. La première de ces études a été faite par Parsons (1980, 1984), qui estime à 0,49 à 0,93 le degré d'élasticité de l'inactivité par rapport à l'importance des avantages AI. Son estimation de limite supérieure implique que l'accroissement des avantages AI (ainsi que de ceux des autres programmes de bien-être destinés aux travailleurs âgés) pendant les années 1960 et 1970 est susceptible d'expliquer toute la tendance de la série chronologique en ce qui concerne l'inactivité. D'autres estimations corroborent l'affirmation de l'existence d'un important effet de désincitation de l'AI, bien que les ordres de grandeur ainsi évalués soient généralement bien moindres que celui des

10 Données relatives à 1993, année la plus récente pour laquelle nous disposions de données. Les données canadiennes viennent de Développement des ressources humaines Canada (1996) et les données américaines, du Département de la Santé et des Services humains des États-Unis (1994). En proportion du PIB, l'AI coûte en gros 10 % plus cher aux États-Unis qu'au Canada.

11 Ainsi, on a observé une augmentation rapide des revenus de retraite à cette époque à cause d'une double hausse des prestations de sécurité sociale et du «taux de couverture» de la population active dans les régimes de retraite (Lumsdaine et Wise, 1990). L'activité des épouses a aussi rapidement progressé, ce qui pourrait augmenter (par l'effet de revenu) ou diminuer (par l'effet de surcroît de loisirs) l'inactivité.

estimations de Parsons. Leonard (1986) et Bound (1989) ont révisé les données et estiment que le degré d'élasticité de l'inactivité est de 0,1 à 0,2.

Bound (1989) soutient cependant que ce genre de stratégie d'estimation risque de mener à des conclusions trompeuses au sujet de l'incidence de la générosité de l'indemnisation AI sur l'activité. Comme cette indemnisation est une fonction de redistribution du revenu antérieur du travail qui s'applique à tous les travailleurs, la variation des avantages possibles tient principalement aux différences de revenu antérieur entre les travailleurs, d'où l'existence d'un problème fondamental de constatation, aux fins de la modélisation, de l'effet des avantages possibles AI sur les décisions professionnelles. Ainsi, si on se rend compte que les travailleurs pour qui le taux de remplacement possible AI est plus élevé sont plus susceptibles de quitter leur emploi, c'est peut-être simplement que les travailleurs à faible revenu désirent moins continuer à travailler[12]. Bound suggère une autre stratégie empirique consistant à examiner le comportement des travailleurs qui demandent des indemnités AI, mais essuient un refus. En théorie, ces travailleurs devraient au moins être aussi en santé que les travailleurs déjà admis à l'indemnisation, si bien que leurs taux d'activité nous donnent une limite supérieure pour l'activité possible des travailleurs acceptés par le régime. Bound a cependant découvert que moins de la moitié des travailleurs refusés étaient retournés au travail dans les 18 mois (et plus) suivant le refus, ce qui semble indiquer que l'accroissement de l'indemnisation AI ne peut expliquer plus de 40 % de la montée de l'inactivité chez les hommes plus âgés.

La valeur des demandeurs rejetés comme groupe témoin repose cependant sur deux hypothèses clés. D'abord, ceux-ci ne doivent pas être perceptiblement moins susceptibles de travailler que les demandeurs acceptés. Bound se reporte aux différences de caractéristiques avant les demandes d'indemnisation pour nous confirmer cette similitude. En second lieu, la démarche même de demande d'indemnisation ne doit pas avoir d'effets durables sur les résultats sur le marché du travail. Cette hypothèse est plus difficile à vérifier, et Bound (1991a) et Parsons (1991b) diffèrent d'avis sur sa justesse. De toute manière, ce dont on a nettement besoin pour dégager les effets comportementaux de l'indemnisation, c'est l'évolution de la générosité du régime indépendamment de la propension foncière à travailler. C'est une telle variation que représente la vaste majoration relative des indemnités dans le RPC en 1987.

Si le gros des études ont porté sur l'effet des avantages possibles de l'indemnisation AI sur l'offre de main-d'oeuvre, divers autres instruments sont à la disposition du décideur AI qui essaie d'atténuer le risque moral. Marvel (1982), Halpern et Hausman (1986), Parsons

12 Des études comme celle de Haveman et Wolfe (1984) tentent de corriger ce biais des variables omises, mais Bound (1989) fait valoir que le problème n'a pas été tranché d'une manière concluante en raison des strictes hypothèses de distribution nécessaires à une telle solution.

(1991a) et Gruber et Kubik (à paraître) ont examiné l'incidence du taux de refus AI sur les demandes présentées et l'activité. Parsons et Halpern et Hausman

voient un lien étroit entre les taux de refus et les demandes AI, et Gruber et Kubik constatent l'existence d'un même lien avec l'activité des travailleurs âgés. Selon les estimations de ces derniers, à chaque hausse de 10 % des taux de refus correspond une baisse statistiquement significative de 2,8 % de l'inactivité chez les hommes de 45 à 64 ans. Il s'agit là d'un degré «permanent» d'élasticité de 0,12 à 0,17 de l'inactivité par rapport à la générosité des indemnités, valeur se situant dans la fourchette des valeurs dégagées par les études américaines postérieures à l'étude Parsons[13].

AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES CANADIENNES

Je ne connais qu'un article où on ait analysé les éléments comportementaux d'incitation de l'AI canadienne. Maki (1993) recourt à deux stratégies pour analyser les effets de l'indemnisation sur l'activité. D'abord, à l'aide d'un panel de données globales des provinces pour la période 1975-1983, il constate une étroite corrélation négative entre les avantages (valeurs normalisées en fonction du salaire moyen) et l'activité. L'effet disparaît toutefois lorsqu'il fait entrer les effets fixes des provinces et des années dans la régression, ce dont on a peut-être besoin pour prendre en compte les tendances de fond de l'offre de main-d'oeuvre et les différences fixes entre régions pour ce qui est de la propension à travailler. En second lieu, cet auteur utilise un profil transversal de microdonnées pour 1985 en vue de l'estimation d'un modèle structurel de l'incidence de l'AI comme le font la plupart des études américaines. Dans une telle stratégie d'estimation, ses estimations sont très sensibles aux éléments précis de spécification de son modèle. Mais cette technique prête là encore aux critiques de Bound (1989), car ici la variation tient en majeure partie à des différences de caractéristiques entre les gens qui pourraient normalement être en corrélation avec la propension à travailler.

13 On transforme les réactions comportementales aux variations des taux de refus en valeurs d'élasticité par rapport aux avantages de l'indemnisation en faisant observer que, en régime permanent, une augmentation de 10 % du taux d'acceptation a les mêmes conséquences budgétaires qu'une hausse du même ordre des indemnités.

3. DONNÉES UTILISÉES DANS L'ANALYSE

L'enquête canadienne sur les finances des consommateurs (EFC) est un volet supplémentaire annuel de l'enquête mensuelle nationale sur la population active (EPA), qui a lieu en avril chaque année. L'EFC renseigne sur l'activité, les caractéristiques démographiques et le revenu. On recueille des données d'enquête sur les particuliers depuis avril 1982 (sauf en avril 1984). On a aussi obtenu des données sur les familles tous les deux ans de 1976 à 1980[14]. Dans l'analyse présentée dans ce rapport, nous nous reportons aux enquêtes d'avril de 1985 et 1986 pour la période «antérieure» et à celles d'avril de 1987 à 1989 pour la période «postérieure»[15]. Les données des enquêtes antérieures n'ont pas servi à l'analyse du scénario de base, car il n'y a pas eu d'enquête en avril 1984. Précisons cependant que les données de 1982 et 1983 ont permis un contrôle de spécification. On n'utilise pas non plus les enquêtes qui ont eu lieu plus tard, car la caractérisation de la variable de l'instruction a beaucoup changé en avril 1990, rendant difficile l'observation de groupes précis d'instruction de l'avant-1990 à l'après-1990. L'observation de groupes d'instruction est une caractéristique primordiale de la stratégie adoptée dans le présent rapport pour mesurer les avantages possibles de l'indemnisation AI. Disons enfin que notre choix d'années prévient toute contamination des estimations par les récessions du début des années 1980 et 1990, de telles conditions économiques pouvant influer sur la propension des travailleurs âgés à demander des indemnités AI[16].

Notre analyse porte sur les hommes âgés de 45 à 59 ans. Si nous nous intéressons aux hommes ici, c'est pour suivre les études antérieures sur l'assurance invalidité. Il faut aussi que l'analyse s'appuie sur des données transversales sur l'activité des travailleurs, et ce genre de données n'indique pas si les intéressés ont des antécédents de revenu de travail les rendant admissibles à l'AI. On réduit la difficulté au minimum en faisant porter l'analyse sur les hommes plus âgés qui, règle générale, ont des antécédents de revenu suffisants pour être admis à l'indemnisation AI.

---

14 Il existe en réalité un certain nombre d'enquêtes «familiales» pour certaines années antérieures, mais les différences de définition de la variable de l'instruction les rendent inutiles pour notre propos.

15 Le changement de politique auquel nous nous intéressons a été adopté en juillet 1986 et a pris effet en janvier 1987. Comme la période «antérieure» se termine en avril 1986, tout comportement anticipé de passage à l'inactivité entre les dates d'adoption et d'entrée en vigueur se trouve de ce fait écarté.

16 Voir dans Lewin-VHI (1996) des données sur la sensibilité cyclique des demandes AI.

Le choix du groupe d'âge nous est dicté par deux autres facteurs. D'abord, si on a retenu ce groupe, c'est que les travailleurs devaient être assez âgés pour que l'assurance invalidité représente un choix utile à leurs yeux. Pour le groupe 45-59 ans, la fréquence d'indemnisation AI des hommes est de 3,9 % dans le cadre du RPC. C'est quatre fois plus que pour le groupe 40-44 ans. En second lieu, comme nous l'avons signalé plus haut, la majoration des indemnités AI dans ce régime n'a pas été le seul changement important de politique en 1987, puisqu'on a aussi abaissé à 60 ans l'âge d'admissibilité aux prestations de retraite, facteur que nous écartons dans notre analyse en nous attachant aux travailleurs de moins de 60 ans.

4. ORIENTATION MÉTHODOLOGIQUE

ESTIMATION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ

La façon la plus simple d'analyser la majoration en 1987 de la prestation uniforme du régime d'assurance invalidité dans le cadre du RPC est d'estimer les différences du deuxième degré (Card, 1992; Gruber, 1994). Ce cadre d'estimation prévoit une simple comparaison du changement de comportement hors Québec, où les indemnités ont augmenté, au changement de comportement au Québec, où elles n'ont pas augmenté[17]. On peut procéder d'emblée à cette comparaison en estimant des régressions logistiques sous la forme suivante[18] :

1) $NP_i = f(\alpha + \beta_1 RPC + \beta_2 APRÈS + \beta_3 RPC*APRÈS + \beta_4 X_i + \varepsilon_i)$

où NP_i est une variable fictive de l'inactivité de la personne i;

RPC indique que la personne habite une province où s'applique le RPC;

APRÈS indique que l'année est postérieure à la date du changement de politique;

X_i est un jeu de covariables de la personne i (âge, mariage, instruction, nombre d'enfants).

Dans ce cadre de régression, on tient compte du lieu en prévoyant une variable fictive indiquant si la personne habite une province où s'applique le RPC ou encore le Québec. On appréhende le temps par une variable fictive indiquant si chaque observation est antérieure ou postérieure à la date du changement de politique. Le coefficient d'intérêt (β_3) mesure donc l'effet d'une participation au RPC plutôt qu'au RRQ après la majoration des indemnités plutôt qu'avant.

La variable dépendante est une variable fictive indiquant si l'homme âgé de 45 à 59 ans ne travaillait pas pendant la semaine de l'EFC. Ainsi, le coefficient β_3 mesure l'effet du changement de politique sur l'inactivité définie comme l'absence de travail. L'équation de régression englobe des variables pour l'instruction, l'âge, l'état matrimonial et le nombre

17 Il convient de noter que, dans l'analyse, nous supposons qu'il n'y a pas de migration à destination ou en provenance du Québec en réaction aux différences d'indemnités AI. Suivant les règles énoncées tant par le RPC que par le RRQ, si un travailleur passe de la région RPC au Québec et demande immédiatement des indemnités, il reçoit celles auxquelles il avait droit dans le cadre du RPC (et vice versa s'il passe du Québec à une autre province). Toutefois, s'il s'est déplacé et a travaillé au Québec avant de faire sa demande, il devient admissible selon les règles du RRQ. Ainsi, les travailleurs devraient prévoir un futur besoin d'indemnisation AI pour qu'il y ait incitation à migrer.

18 On se sert d'une fonction logistique. Les résultats sont semblables avec des modèles de probits ou des modèles probabilistes linéaires.

d'enfants, ce qui permet de prendre en compte toutes les différences observables entre les travailleurs qui pourraient brouiller l'analyse. On appréhende l'instruction par quatre variables fictives : moins de 9 ans d'études, 9 ou 10 ans, 11 à 13 ans et études postsecondaires quelconques. L'âge se mesure par un jeu de variables fictives par année d'âge de 45 à 59 ans. Il y a des variables fictives distinctes pour chaque tranche numérique d'enfants au foyer de moins de 18 ans (le maximum étant de huit enfants).

Cette stratégie est attrayante parce qu'elle permet de cerner les effets du changement d'indemnités. Elle accuse toutefois une double limite. D'abord, elle ne mesure pas directement l'élasticité de la réaction au changement d'indemnités AI, car elle mesure seulement le numérateur du rapport d'élasticité (changement d'offre de travail), et non pas le dénominateur (changement d'avantages possibles). Ensuite, elle recourt à une caractérisation fort grossière des données qui n'appréhende pas pleinement les effets du changement de politique, et notamment la variation secondaire des avantages possibles *dans une province à un moment quelconque*. Comme seule la prestation uniforme a été majorée dans le RPC, l'augmentation en points du taux de remplacement est bien plus grande pour les travailleurs dont le revenu de carrière a été faible, car cette prestation uniforme représente une proportion supérieure des indemnités AI. On peut se reporter à ce fait pour mieux cerner l'effet du changement d'avantages en appréhendant les différences d'effet de ce changement entre les travailleurs selon leurs antécédents respectifs de revenu du travail.

MODÈLES PARAMÉTRÉS

Pour régler ces deux points, on se doit de mesurer le changement d'avantages possibles pour chaque personne faisant partie de l'échantillon de l'EFC. En théorie, pour calculer les avantages possibles de l'indemnisation AI, on doit disposer de données longitudinales sur le revenu de travail depuis 1966, information que ne procure pas l'EFC (qui donne un «instantané» annuel des revenus). Il faut donc calculer un revenu antérieur fictif de groupes de travailleurs pour ensuite établir les avantages possibles de l'indemnisation AI. On le fait en plusieurs étapes. La première consiste à créer un fonds d'information où seront versées les données de l'EFC d'avril de 1982 à 1989, ainsi que les données sur les chefs de famille masculins de l'EFC «familiale» d'avril en 1976, 1978 et 1980. Dans chacun de ces ensembles de données, on répartit les travailleurs en cellules de cohorte selon leur âge, leur lieu (quatre régions : Québec, Ontario, provinces de l'Atlantique et reste du Canada) et leur instruction (quatre groupes indiqués plus haut). On totalise ensuite les revenus médians dans chaque cellule de cohorte pour chaque année[19]. En «enchaînant» dans le temps les revenus médians propres à chaque cellule, on peut former une variable fictive du revenu antérieur de travail dans les diverses cellules.

19 Pour la cohorte 45-59 ans en 1989, 44-58 ans en 1988, 43-57 ans en 1987 et ainsi de suite en remontant dans le temps. Lorsqu'on a pris la moyenne pour calculer les avantages, les résultats ont été à peu près semblables.

Ces enquêtes livrent des données annuelles sur le revenu de 1981 à 1988, à l'exception de 1983 où l'enquête n'a pas eu lieu. On a aussi des données biennales de 1975 à 1979. Pour les années manquantes, on impute le revenu en établissant la moyenne des années voisines. En guise d'estimation rétrospective de 1975 à 1966, soit avant que l'on dispose de données d'enquête transversales, on estime des profils transversaux âge-revenu par groupe d'instruction dans l'enquête de 1975. Ces estimations permettent ensuite de retrancher l'aspect «âge des travailleurs» dans les données de l'enquête de 1975 jusqu'en 1966. Enfin, on procède à la déflation des profils antérieurs à 1975 en prenant la moyenne des hausses salariales par région à l'aide des données de Gruber et Hanratty (1995).

Une fois que l'on a en main ces données fictives sur le revenu antérieur du travail, il devient facile de calculer les avantages possibles de l'indemnisation AI en se reportant aux dispositions législatives régissant le RPC et le RRQ dans une année quelconque. La variable clé de régression, le taux de remplacement, est l'avantage possible par rapport au revenu fictif pour une cellule l'année précédant celle de l'enquête. Cette mesure ne varie pas de personne en personne, mais de cellule en cellule, les cellules étant définies par chaque groupe instruction-région-année[20].

L'estimation des modèles de régression prend la forme suivante :

2) $NP_i = f(\alpha + \beta_1 TR_i + \beta_2 X_i + \beta_3 \tau_t + \beta_4 FI_i * \delta_j + \beta_5 FI_i * \tau_t + \varepsilon_i)$

où TR est le taux de remplacement possible;

FI est un jeu de variables fictives pour les catégories d'instruction (au nombre de quatre);

δ_i est un jeu de variables fictives pour les régions (au nombre de quatre);

τ_t est un jeu de variables fictives pour l'année.

Ce modèle prend en compte les effets fixes de l'année pour chacune des 16 cellules instruction-région chaque année et pour l'instruction et l'année. On intègre le premier

---

20 On exclut du calcul des taux de remplacement les avantages possibles à l'égard des enfants, et ce, pour deux raisons. D'abord, on garde la variation des avantages possibles seulement au niveau des cellules, ce qui a son importance pour la stratégie de caractérisation appliquée dans l'analyse. En second lieu, on ne sait au juste comment combiner les prestations d'enfant qui, pour les travailleurs âgés, ne seraient versées que pour les quelques années séparant l'enfant de l'âge de 17 ans, avec les autres éléments d'indemnisation qui seront versés, eux, jusqu'à l'âge de 65 ans (âge où tous les travailleurs devenus invalides passent au régime de revenu de retraite). Dans la pratique, ce n'est pas là une considération très importante, car le tiers seulement de l'échantillon a des enfants. Si on ajoute les prestations d'enfant à la valeur globale calculée de l'indemnisation en fonction du nombre réel d'enfants, on élève quelque peu le taux de remplacement, mais sans augmenter le changement relatif. Les estimations de l'élasticité que nous présentons plus loin ne varient pas, que les prestations d'enfant entrent ou non dans le calcul des taux de remplacement.

de ces aspects pour appréhender les tendances à long terme sur le plan des perspectives du marché du travail au Canada comme dans l'équation 1). On inclut le second pour tenir compte de la possibilité d'une corrélation factice entre les choix d'offre de travail de ces 16 groupes et leur taux de remplacement possible. C'est tout simplement reprendre ici les critiques formulées par Bound (1989) contre les études américaines. En retranchant les effets fixes pour chaque groupe, on se reporte aux seules variations du taux de remplacement possible de chaque groupe pour cerner l'effet de l'AI. Enfin, on prend en compte le jeu des interactions instruction-temps, car un problème de caractérisation pourrait se poser à cause de changements pendant cette période sur le plan du retour aux études, ce qui influerait tant sur le taux de remplacement que sur la décision de travailler.

Compte tenu de cet ensemble d'éléments de prise en compte, le modèle se trouve décrit par deux sources de variation, à savoir les changements dans le temps dans les provinces où s'applique le RPC par rapport au Québec et les différences qu'accusent ces changements selon les 16 groupes (région-instruction-temps). La première source est celle de la variation du deuxième degré par laquelle on a caractérisé le modèle 1). La seconde est celle des différences d'incidence du changement de politique selon les groupes. Cette variation secondaire peut nous permettre de mieux cerner l'élasticité de l'offre de main-d'oeuvre. Ajoutons que le coefficient β_1 obtenu est maintenant directement interprétable comme la semi-élasticité de l'offre de travail par rapport aux avantages de l'indemnisation AI.

5. RÉSULTATS

MOYENNES

Le tableau 1 présente les moyennes de l'ensemble de données selon la région RPC et la région RRQ avant et après le changement de politique. Sa dernière colonne donne une estimation de différence du deuxième degré portant sur l'effet de ce même changement de politique. Deux constatations intéressantes se dégagent de ce tableau. D'abord, comme l'indiquent les deux premières lignes, ce changement a à voir avec une importante augmentation des avantages. Si le taux de remplacement a été à peu près constant au Québec, il s'est largement accru dans le reste du Canada. L'accroissement relatif des avantages de l'indemnisation du régime d'assurance invalidité du RPC a été de 8,8 points ou 36 % du taux de remplacement moyen de référence.

Tout porte aussi à croire que l'offre de travail réagit à l'augmentation des avantages. L'inactivité s'accroît après le changement de politique dans la région RPC et décroît dans la région RRQ. Cette dernière constatation traduit l'amélioration foncière de l'économie canadienne pendant cette période. On relève ainsi une importante hausse relative de 2,7 points de l'inactivité dans la région RPC.

RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ

Le tableau qui suit formalise les inférences du tableau des moyennes dans un modèle de régression comprenant le jeu de covariables dans 1). On se rappellera que la régression englobe un jeu complet de variables fictives pour l'âge et le nombre d'enfants. Ces variables ne figurent pas au tableau. L'estimation de régression se fait par modèle logistique. La dernière ligne indique l'effet de l'interaction de différence du deuxième degré sur les probabilités d'absence de travail, c'est-à-dire l'effet moyen dans tout l'échantillon sur les probabilités prévues d'inactivité.

Ces résultats corroborent la conclusion du tableau 1 selon laquelle l'offre de travail réagit au changement de politique. L'effet est un peu moindre qu'au tableau 1. L'augmentation relative de l'absence de travail est de 2,3 % dans la région RPC et est statistiquement significative. Elle demeure une réaction fort appréciable et indique que l'accroissement des avantages de 36 % a fait monter l'absence de travail de 11,5 %, ce qui implique un degré d'élasticité de l'inactivité de 0,32. Ainsi, cette simple estimation de différence du deuxième degré montre bien l'existence d'une forte réaction de l'offre de travail à la majoration des indemnités. Les variables de prise en compte de la régression ont leurs effets prévus, les travailleurs mariés et plus instruits étant moins susceptibles de devenir inactifs. Les variables fictives de l'âge (qui ne figurent pas au tableau) présentent la

tendance prévue à la hausse, alors qu'aucune tendance nette ne se dégage pour les variables fictives du nombre d'enfants (qui ne figurent pas non plus au tableau).

MODÈLE PARAMÉTRÉ

Comme nous l'avons dit, ces estimations de différence du deuxième degré ne rendent pas entièrement compte de la variation des avantages possibles selon les travailleurs au Canada. C'est pourquoi le tableau 3 offre des estimations du modèle 2) des taux de remplacement. Pour chacun des modèles en cause, ce tableau présente le coefficient d'intérêt, l'effet impliqué de l'augmentation de 8,8 points du taux de remplacement et aussi le degré impliqué d'élasticité de l'inactivité.

La première ligne décrit le modèle de base. Il y a un effet appréciable et significatif du taux de remplacement possible. L'estimation implique que le changement de politique a augmenté de 1,2 point le taux d'absence de travail. C'est bien moins que l'estimation de différence du deuxième degré, mais l'estimation est plus précise. Le degré impliqué d'élasticité de l'inactivité par rapport aux avantages s'établit à 0,17.

Un problème que peut poser la caractérisation de ce modèle est que la variation des avantages ne tient pas exclusivement au changement de politique dans son effet sur les 16 groupes instruction-région, mais plutôt aussi aux variations d'année en année des taux de remplacement avant et après le changement. Cette variation annuelle s'explique en partie par les dispositions législatives relatives au régime et donc par l'évolution des paramètres de ce dernier dans le temps (évolution de la prestation uniforme). Toutefois, elle s'explique aussi partiellement par la variation annuelle du revenu dans les diverses cellules instruction-région, et donc une variation du taux de remplacement possible, mais il pourrait également y avoir corrélation indépendante avec les décisions d'offre de travail des travailleurs appartenant à ces cellules. De plus, cette variation d'année en année peut réduire le rapport signal-bruit dans ma variable clé de régression, car la variation intéressante dans tout cela est celle qui tient au seul changement de politique.

Pour purger le modèle de ces variations annuelles et dégager la comparaison avant-après, la ligne suivante du tableau 3 présente des estimations de variables instrumentales du modèle. Ces variables sont un jeu d'interactions instruction-région-APRÈS où, comme dans l'équation 1), APRÈS est une variable indiquant la période postérieure au changement de politique. Avec de telles variables instrumentales, la seule variation des avantages qui intervient dans le modèle de régression est la différence avant-après en moyenne et dans les écarts d'effet sur les 16 groupes instruction-région. En d'autres termes, cette stratégie IV donne le moyen d'étendre l'estimation de différence du

deuxième degré aux différences d'incidence du changement de politique selon l'instruction et la région[21]. L'ajustement primaire est excellent et la statistique F s'établit à 5 500.

En fait, l'emploi de ces variables instrumentales augmente notablement les estimations, ce qui confirme que le bruit dans la mesure des variations annuelles de taux de remplacement venait entacher les estimations d'un biais par défaut. Avec cette nouvelle estimation en points, l'effet impliqué du changement de politique sur l'inactivité (1,8 point) est proche de l'estimation de différence du deuxième degré. Le degré impliqué d'élasticité de l'inactivité par rapport aux avantages de l'indemnisation dans le RPC monte à 0,25, plus haut que dans les études américaines postérieures à l'étude Parsons, mais à la moitié seulement de la limite inférieure des estimations de ce même Parsons[22].

AUTRES HYPOTHÈSES À CONSIDÉRER

L'hypothèse fondamentale de caractérisation qu'incarnent les estimations jusqu'ici est que, dans les provinces où s'applique le RPC par rapport au Québec, il n'y a pas eu d'autres changements que l'on pouvait mettre en corrélation avec les décisions d'offre de travail des travailleurs âgés. Dans cette section, nous nous attacherons à deux hypothèses naturelles de rechange à cette hypothèse de caractérisation. La première est que la politique adoptée était elle-même une réaction à une tendance de l'offre relative de main-d'oeuvre dans les provinces. En d'autres termes, peut-être y avait-il une tendance de fond à la baisse de l'activité des hommes dans les provinces RPC par rapport au Québec et peut-être la politique a-t-elle été adoptée en réaction à cette tendance.

Il est possible de vérifier l'existence de cette tendance de fond par un exercice de falsification où on réestimera le modèle à l'aide de données antérieures et postérieures à une année où il n'y a pas eu de modifications importantes de la politique AI. Dans ce but, nous avons construit un nouvel échantillon d'hommes de 45 à 59 ans avec des données d'avril 1982 et 1983 pour la période antérieure et d'avril 1985 et 1986 pour la période postérieure. Notons que, vers 1984, la politique AI n'a pas subi de changements

21 Comme nous l'avons dit, dans ce modèle, la caractérisation vient seulement des covariables région-APRÈS et région-instruction-APRÈS.

22 On notera aussi que ces estimations concordent avec les variations relatives globales du nombre de bénéficiaires AI pendant cette période. De 1984 à 1989, le nombre de bénéficiaires du RPC a augmenté de 56 576 par rapport à celui du RRQ. Malheureusement, on dispose seulement de données globales sur la population de bénéficiaires dans le temps dans l'une et l'autre des régions, aussi a-t-il été impossible de distinguer la part de cette augmentation qui est attribuable aux hommes de 45 à 59 ans. On peut toutefois supposer que ce groupe a eu la même part (30 % ou 16 973 travailleurs) qu'en 1993 dans le RPC. On obtient 16 340 travailleurs, valeur très proche de ce chiffre administratif, en prenant 1,8 % de la population masculine de 45 à 59 ans dans les provinces où s'applique le RPC et en appliquant un taux moyen d'acceptation de 68 %.

appréciables. Ainsi, si j'estime le modèle de différence du deuxième degré à l'aide de cet ensemble de données et que je constate un effet positif significatif sur l'inactivité, je serai porté à croire qu'une tendance existait déjà. S'il n'y a pas d'effet, ce sera la preuve que l'offre de travail était convergente au Québec et dans le reste du Canada avant que la politique ne soit modifiée et que la série chronologique a présenté un point de rupture seulement quand on a majoré les indemnités dans le cadre du RPC.

On trouvera les résultats de cet exercice à la première ligne du tableau 4. En fait, il existe un coefficient positif petit et non significatif. Comme l'indique la deuxième colonne, ce coefficient indique que l'inactivité a augmenté de 0,3 point dans le RPC (par rapport au RRQ) avant le changement de politique, contre 2 points en gros vers la date de ce changement. Ainsi, il n'y avait pas déjà de tendance relative avant le changement de politique. La différence constatée entre le RPC et le RRQ ne s'est manifestée qu'après 1987. Ces données de périodes confirment que le changement de politique a causé cet accroissement relatif de l'inactivité, et non pas l'inverse.

Ajoutons que cette conclusion nous donne le moyen de confirmer que la modification simultanée de l'âge de la retraite anticipée dans le cadre du RPC ne joue pas dans les principaux résultats que livre ce rapport. On peut vérifier l'effet de cette modification sur les travailleurs de 45 à 59 ans, parce que l'expérience inverse peut être faite au Québec où on a d'abord abaissé l'âge de la retraite de 65 à 60 ans en 1984 sans modifier les prestations d'invalidité du RRQ. Si le changement d'âge de la retraite anticipée détermine le comportement que nous observons dans le groupe 45-59 ans, on devrait voir un changement de comportement semblable dans ce même groupe au Québec par rapport au reste du Canada vers 1984. C'est précisément là cependant l'hypothèse qui est vérifiée et rejetée par l'exercice de falsification. Il n'y a pas de changement relatif de l'offre de travail entre les régions en cause vers 1984. La modification de l'âge de la retraite anticipée est donc à écarter comme explication des principales constatations de ce rapport.

L'autre possibilité est qu'il y ait eu à la même époque d'autres changements de perspectives relatives sur le marché du travail pour les travailleurs âgés au Québec et dans le reste du Canada, peut-être parce que le Québec s'est rétabli relativement plus vite de la récession du début des années 1980. Il est possible de jauger l'importance des conditions économiques de l'époque pour les résultats que nous présentons en se servant d'un groupe témoin de la région même, celui des travailleurs de 25 à 39 ans. Ce groupe plus jeune devrait subir les mêmes chocs économiques que les travailleurs âgés, mais il ne devrait pas être autant touché par des changements de politique AI, car l'indemnisation AI est bien moins fréquente chez les jeunes travailleurs[23]. Ainsi, en reprenant les modèles de base pour ce groupe, il devient possible de juger si des variables omises ont un effet déterminant sur les résultats.

---

23 La fréquence de l'indemnisation AI chez les travailleurs de sexe masculin de 25 à 39 ans est de moins de 0,2 %.

En fait, ainsi que l'indiquent les deux lignes suivantes du tableau 4, il n'y a guère de changement de comportement qui soit en corrélation chez ces travailleurs plus jeunes. Le coefficient de différence du deuxième degré est positif, mais il est relativement faible par rapport à celui des travailleurs âgés. À la ligne suivante, le modèle paramétré par variables instrumentales est réestimé pour cette population, à laquelle on attribue les avantages du groupe 45-59 ans dans cette cellule région-instruction-année. En fait, si on applique la méthode aux travailleurs plus jeunes, on obtient un coefficient négatif et peu significatif.

Ainsi, les deux contrôles de spécification indiquent un changement relatif d'offre de travail chez les travailleurs âgés des provinces où s'applique le RPC par rapport au Québec, mais seulement <u>après</u> la majoration des indemnités. Ils montrent également que cet effet n'était présent que chez les travailleurs âgés principalement visés par le régime (et non pas chez les travailleurs plus jeunes). En d'autres termes, les seuls facteurs pouvant brouiller les principales constatations de ce rapport sont de soudains changements de perspectives économiques relatives ou de propension au travail chez les travailleurs âgés (par rapport aux travailleurs plus jeunes) dans les provinces RPC par rapport au Québec vers janvier 1987.

Il y a en réalité un autre contrôle permettant même d'exclure les autres possibilités dans cette catégorie. On peut faire explicitement figurer une interaction RPC-APRÈS dans le modèle paramétré et s'en servir ensuite pour estimer un modèle de différence du troisième degré (Gruber, 1994), lequel sera seulement caractérisé par les différences d'effet du changement de politique entre les 16 groupes de travailleurs. Ce modèle tient compte de tout changement en moyenne des circonstances économiques ou de la propension au travail des travailleurs âgés dans la région RPC par rapport au Québec en excluant des résultats la plupart des autres explications plausibles. Après avoir pris en compte les variations relatives moyennes de l'offre de travail au Québec et dans le reste du Canada, il se demande si les groupes où le taux de remplacement a le plus augmenté étaient ceux qui ont le plus accru leur inactivité.

Les résultats de cette estimation figurent à la dernière ligne du tableau 4 pour le modèle IV (où intervient encore l'interaction région-instruction-APRÈS). En fait, l'effet estimé ici est quelque peu plus grand qu'au tableau 3, ce qui indique un degré d'élasticité de 0,32. Précisons que le coefficient est très faiblement significatif. Avec les résultats relatifs aux travailleurs plus jeunes, ce résultat est l'indice que d'autres changements généraux dans les provinces RPC par rapport au Québec n'ont pas d'effet déterminant sur les principales estimations. Dans l'ensemble, les données des tableaux 2 à 4 font voir une réaction plutôt élastique de l'offre de travail aux modifications d'indemnisation AI chez les travailleurs âgés, le degré d'élasticité de l'inactivité par rapport aux avantages étant de 0,25 à 0,32.

6. CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE

L'estimation de la réaction d'offre de travail à laquelle nous nous sommes attachés jusqu'ici ne livre que partiellement l'information nécessaire à une «analyse de bien-être» de la majoration des indemnités d'assurance invalidité en 1987 dans le cadre du RPC. L'invalidité est le genre de grand accident contre lequel les gens cherchent idéalement à se prémunir en prenant des assurances, mais le marché privé de l'assurance invalidité est incomplet. C'est pourquoi les gens peuvent voir leur niveau de vie diminuer notablement s'ils deviennent invalides. Cette constatation vaut particulièrement pour le RPC avant la majoration des indemnités, période où les taux de remplacement ne représentaient en moyenne que le quart du revenu antérieur. Aux yeux d'un planificateur social, on peut donc faire des gains de bien-être en alourdissant un peu les charges sociales des travailleurs pour assurer un revenu plus égal de consommation à ceux qui deviennent invalides. Ainsi, si les effets sur l'offre de main-d'oeuvre sont importants, il est difficile de jauger cette importance sans tenir compte des gains que font les gens qui reçoivent les indemnités plus généreuses de l'assurance invalidité du RPC.

Dans cette section, nous décrirons un mode rudimentaire de calcul des coûts et des avantages sociaux du changement de politique. Nous faisons ce calcul en trois étapes. D'abord, nous présentons une fonction de bien-être social permettant d'évaluer les transferts des travailleurs aux bénéficiaires invalides de ce régime. Ensuite, nous nous reportons au degré estimé d'élasticité de la réaction d'offre de travail pour mesurer le coût net d'un tel transfert pour le contribuable qui travaille. Enfin, nous comparons ces ordres de grandeur pour différentes valeurs des paramètres clés de préférences afin de pouvoir juger si la réaction estimée d'offre de travail est assez importante pour effacer les retombées bienfaisantes du changement de politique[24].

THÉORIE

Le principal avantage du changement de politique a été un transfert des travailleurs relativement aisés à la population relativement pauvre des invalides, ce qui accroît le bien-être social pour une fonction concave de ce bien-être. Pour évaluer l'avantage obtenu, on suppose que le bien-être social est utilitaire et que l'utilité individuelle est de la forme ECS (élasticité constante de substitution) :

24 Pour une analyse plus riche d'optimalité des indemnités AI, voir Diamond et Sheshinski (1995).

3) $U = C^{1-\gamma} / 1-\gamma$

La société est formée de deux groupes, à savoir les travailleurs (dont la population est normalisée à 1) et les invalides (n_d). On normalise également à 1 le revenu de tous les travailleurs, et le revenu antérieur des invalides est r. On notera que r comprend aussi bien les indemnités AI que d'autres sources de revenu où puisent les gens incapables de travailler (qu'il s'agisse du revenu du conjoint ou d'autres transferts). Voici l'état de bien-être social avant le changement de politique :

4) $(1)^{1-\gamma}/1-\gamma + n_d*(r)^{1-\gamma}/1-\gamma$

Le changement de politique augmente les indemnités d'une valeur k, mais comme les invalides ont quelques autres sources de revenu sur lesquelles compter pour financer leur consommation, seule une partie de la majoration des prestations (βk) peut se traduire par un surcroît de consommation. En d'autres termes, les prestations majorées peuvent «évincer» d'autres sources de revenu dans une certaine mesure. Ainsi, si d'autres transferts disparaissent lorsque s'élèvent les indemnités, l'accroissement des ressources nettes de la famille sera nul (tout comme la consommation résultante). Si $\beta=1$, il n'y a pas d'éviction et chaque dollar de majoration des indemnités est directement répercuté sur la consommation. Si $\beta=0$, l'éviction est complète et le revenu net n'est pas changé par la hausse des indemnités. Certaines des ressources «évincées» peuvent revenir aux travailleurs si d'autres transferts sont réduits par suite de la majoration des indemnités AI. α désigne la proportion des ressources évincées qui retourne aux travailleurs.

Le changement de politique est financé par une charge sociale sur les travailleurs. Après le changement, l'état de bien-être social devient :

5) $(1-t+\alpha k)^{1-\gamma}/1-\gamma + n_d*(r+\beta k)^{1-\gamma}/1-\gamma$

Les avantages du changement de politique sont mesurés par la quantité t* qui garde constant l'état de bien-être social avant et après ce changement. En d'autres termes, t* est l'équivalent de revenu pour les travailleurs par l'institution d'indemnités AI plus généreuses.

Pour évaluer les conséquences nettes du changement de politique sur le bien-être, on peut alors directement comparer la valeur t* à la valeur t**, qui représente la charge sociale à imposer aux travailleurs pour le financement de la majoration des indemnités. Ce t** comprend trois éléments. Le premier est le coût direct de la majoration des indemnités pour les participants actuels du RPC, soit simplement une charge d'une valeur n_d*k sur les travailleurs. Le deuxième est le coût net pour la société des gens qui quittent la population active. Pour ce groupe, si on pose l'hypothèse d'une économie de plein emploi, le coût brut est la valeur de la production de ses membres, plus les indemnités qui doivent leur être versées. L'avantage brut pour ce même groupe est la valeur du surcroît de loisirs (c'est-à-dire la diminution de la désutilité du travail). Ce dernier élément peut

être plutôt important si ces travailleurs étaient sur le point de quitter le marché du travail en raison d'ennuis de santé.

La clé de la mesure de ces facteurs est l'examen de l'effet d'une variation marginale des indemnités AI. Si la réception d'indemnités AI est certaine et que le salaire brut de chaque travailleur correspond à son produit marginal, la valeur du gain de loisirs pour ceux qui quittent la population active est parfaitement égale à la valeur (après impôt) de la production perdue pour la société, et ce, parce que le travailleur qui passe à l'inactivité à cause d'un accroissement marginal des avantages est au point d'indifférence à l'égard du travail et des loisirs. Ainsi, le coût net d'une variation marginale des avantages est simplement la perte de recettes fiscales par la diminution correspondante de l'offre de main-d'oeuvre, plus le coût des indemnités versées aux travailleurs nouvellement devenus invalides[25].

Deux facteurs peuvent cependant venir compliquer ce calcul simple. D'abord, il ne s'est pas agi d'une hausse marginale des indemnités, mais plutôt d'une augmentation «relative» de 1 668 $, d'où une limite assez ample pour la valeur des loisirs. On a supposé que la distribution des valeurs de loisirs est uniforme et on a pris la moyenne de la fourchette[26]. Ensuite, si l'utilité est non linéaire et que la réception des indemnités est incertaine, la valeur de loisirs pourrait en réalité être supérieure à ce qu'implique ce calcul fondé sur une certitude de réception. Demander des indemnités AI reste hasardeux et, si des gens essuient un refus, ils pourraient être incapables de revenir à leur travail antérieur. Ils pourraient plutôt se voir contraints de vivre d'un revenu réduit, qu'il s'agisse du revenu de leur conjoint ou d'autres transferts s'ils restent sans travailler, ou encore de toucher un revenu de travail moindre s'ils décrochent un nouvel emploi[27]. Même si les indemnités

---

25 Un exemple illustrera notre propos. Prenons le cas d'un travailleur dont le produit marginal (et donc le revenu brut) est de 30 000 $ par an et le revenu après impôt, de 20 000 $ par an. S'il se déclare invalide avant que les indemnités ne soient modifiées, il recevra 8 000 $ en indemnisation AI. Ainsi, s'il continue à travailler, la désutilité de son travail (c'est-à-dire la valeur des loisirs) doit être inférieure ou égale à 12 000 $. Or, les indemnités montent à 8 001 $ et il quitte le marché du travail pour toucher des prestations d'invalidité. Cela veut dire que la valeur de ses loisirs est supérieure ou égale à 11 999 $. Pour plus de simplicité, supposons que cette valeur est justement de 11 999 $, auquel cas le coût brut pour la société s'il quitte son travail est de 30 000 $ en production perdue et de 8 001 $ en indemnités AI, alors que l'avantage brut pour le travailleur s'établit à 8 001 $ en indemnités, plus 11 999 $ en valeur de loisirs. Ainsi, le coût net est de 18 001 $, soit la somme des recettes fiscales perdues et des indemnités AI versées.

26 Une solution de rechange naturelle consisterait à supposer que les travailleurs les plus invalides (ceux qui ont la plus grande valeur de loisirs) sont ceux qui quittent au point marginal, ainsi qu'à se reporter à cette même valeur des loisirs comme limite supérieure dans ce calcul. Dans la pratique, il y a très peu d'effet sur les résultats. Ainsi, les coefficients de «seuil» de répugnance relative à prendre des risques - que présente la figure 2 - ne changent pas de plus de 0,1.

27 Comme nous l'avons signalé, Bound (1989) a constaté que, aux États-Unis, moins de la moitié des demandeurs refusés reviennent au travail et que ceux qui reprennent le travail ne gagnent désormais que 55 % de leur revenu antérieur.

prévues et la valeur des loisirs sont supérieures au revenu du travail après impôt, les gens pourraient hésiter à s'engager dans cette voie s'ils répugnent à prendre des risques. Pour reprendre une analogie avec le marché de l'assurance-maladie, cette incertitude retient au travail des gens qui seraient autrement bénéficiaires de l'assurance invalidité.

On modélise le phénomène en supposant que la valeur des loisirs (ou la désutilité du travail) s'ajoute à la consommation et en calculant ensuite les limites impliquées de la valeur des loisirs x par l'équation suivante :

6) $0{,}68*(r)^{1-\gamma}/1-\gamma + 0{,}32*(q)^{1-\gamma}/1-\gamma < (1-x)^{1-\gamma}/1-\gamma < 0{,}68*(r+\beta k)^{1-\gamma}/1-\gamma + 0{,}32*(q)^{1-\gamma}/1-\gamma$

tout en se rappelant que les probabilités d'admission au régime sont de 0,68 et que le revenu extérieur est q en cas de refus[28].

Le coût final est l'éventuelle «perte de capacité» par la mobilisation des recettes de l'État nécessaires au financement de ce transfert. Si ce surcroît de frais allait au financement d'un bien public général, il serait peut-être bon de recourir à des estimations classiques du coût marginal des deniers publics, qui oscille entre 7 et 21 cents par dollar mobilisé (Fullerton, 1989)[29]. Toutefois, comme Summers (1989) le souligne, l'analyse classique d'incidence fiscale est contre-indiqué dans le cas des changements de financement des régimes d'assurance sociale, car de ces changements découlent des combinaisons de charges et d'avantages. En d'autres termes, par-delà le transfert statique aux gens invalides, il y a un avantage à ce changement de politique, soit la valeur accrue d'assurance pour ceux qui pourraient *devenir* invalides dans la mesure où ils ne pourraient pas compter, au point marginal, sur une assurance invalidité privée. Comme ce précieux surcroît d'assurance ne va au point marginal qu'aux gens qui travaillent, cette combinaison de charges et d'avantages est de nature à augmenter l'offre de travail, compensant ainsi toute diminution de la demande ou de l'offre de main-d'oeuvre imputable à l'alourdissement des charges fiscales et réduisant de la sorte le manque d'efficience du financement de la majoration des indemnités.

Empiriquement, plusieurs études récentes ont considéré les conséquences du financement des assurances sociales sur l'efficience du marché du travail. Gruber et Krueger (1991), Gruber (1994, à paraître) et Anderson et Meyer (1995) sont tous parvenus à la conclusion que le fardeau de l'augmentation des coûts des assurances sociales est intégralement répercuté sur les travailleurs sous forme de baisses salariales avec peu d'effet sur l'emploi. Cela concorde avec l'idée d'une franche combinaison de charges et d'avantages sans grande perte de capacité. Ainsi, pour les

---

28 Autre possibilité, on pourrait modéliser séparément les loisirs. L'avantage est que l'on peut facilement convertir la valeur des loisirs en unités d'équivalence de consommation. Comme les gens répugneront davantage à prendre des risques, x augmentera, bien que ses limites se resserrent, et ce, parce qu'il faudra que les indemnités AI prévues augmentent beaucoup plus pour que les gens soient enclins à quitter la population active pour une valeur déterminée de loisirs. Ainsi, on aura une fourchette moindre de valeurs de loisirs pour lesquelles les gens quitteront le marché du travail pour une majoration déterminée des indemnités AI.

29 Plus récemment, Feldstein (1995) a indiqué une perte bien plus grande de capacité à cause de variations des taux marginaux d'imposition au sommet de l'échelle de répartition des revenus.

éléments de simulation présentés plus loin, je supposerai que la mobilisation des recettes t** cause une perte nulle de capacité.

CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE - EXÉCUTION DU CALCUL

Pour calculer t* et t**, il faut d'abord reconnaître que la population masculine de 45 à 59 ans étudiée dans ce rapport ne représente en gros que 30 % de toute la population invalide. Les hommes de 60 à 64 ans y figurent pour 24 %, les femmes de 45 à 64 ans, pour 32 %, le reste étant des hommes et des femmes plus jeunes. Tous ces groupes bénéficieront d'une hausse des indemnités servies aux invalides, mais mes estimations de réaction d'offre de travail valent seulement pour le premier de ces groupes. Aux fins de ce calcul, je pose l'hypothèse que l'élasticité de l'activité par rapport aux changements d'avantages est la même pour tous les travailleurs (des deux sexes) âgés de 45 à 64 ans et que le degré d'élasticité est nul pour les moins de 45 ans[30]. Un paramètre clé de l'évaluation de t est le revenu antérieur touché par les travailleurs devenus invalides (ce qui est désigné par r dans le modèle). Malheureusement, les données sur l'invalidité et l'indemnisation dans le cadre du RPC sont entachées de beaucoup de bruit dans l'EFC. J'ai employé une valeur «prudente» de population cible formée des gens qui déclarent à la fois être incapables de travailler et recevoir des prestations du RPC[31]. À l'aide des données de l'EFC d'avril 1987, où des questions sont posées sur les sources de revenu en 1986, on mesure le revenu antérieur après impôt de ce groupe de travailleurs devenus invalides en calculant le revenu total après impôt des enquêtés et de leur conjoint[32]. Le revenu médian de cette population s'établissait à 14 014 $ en 1986; 38 % (seulement) de ce revenu consistait en prestations du RPC, 22 % en revenus du conjoint, 13 % en revenus puisés à d'autres sources gouvernementales, 13 % en prestations de régimes privés de retraite et le reste en revenus d'autres sources. Un paramètre $\beta<1$ paraît possible, car d'autres sources de revenu peuvent être «évincées» par une majoration des indemnités AI.

---

30 Comme ma fourchette de valeurs estimatives d'élasticité va de 0,25 à 0,32, 0,285 sera mon estimation de base pour ces simulations. Cet intervalle de valeurs implique que l'augmentation des avantages a réduit l'activité de 2,56 % chez les hommes de 45 à 59 ans. J'ai appliqué ce même pourcentage aux autres groupes de travailleurs plus âgés (en fonction de leur activité moindre). Dans le cas des femmes, l'hypothèse d'une réaction équivalente repose sur le double fait que l'on juge généralement l'offre de main-d'oeuvre féminine plus élastique que l'offre de main-d'oeuvre masculine et que les femmes aient moins de chances d'être admissibles aux indemnités d'assurance invalidité du RPC.

31 Les prestations reçues du RPC peuvent comprendre des prestations de retraite ou des prestations de survivant, mais en faisant aussi intervenir comme condition l'incapacité de travailler, nous avions l'intention d'appréhender la population qui reçoit des prestations d'invalidité de ce même régime.

32 On calcule les charges fiscales de chaque famille dans ces données à l'aide d'un programme de calcul fiscal mis au point d'après le modèle de Perry (1984, 1990).

Ce chiffre se compare à un revenu familial moyen de 31 164 $ pour les travailleurs, le rapport R étant de 0,450. En fonction de ce dénominateur, l'augmentation des indemnités dans le RPC (1 668 $) donne un k de 0,054.

Malheureusement, on n'a pas de données directes permettant de juger du paramètre d'éviction β ni de la mesure où les ressources évincées reviennent aux travailleurs (α). En principe, il est possible d'estimer l'éviction en examinant la réaction des autres sources de revenu ou la consommation des travailleurs devenus invalides lorsque les indemnités changent. Dans la pratique, cet exercice est impossible, car la population d'invalides évolue (à cause de la réaction d'offre de travail mesurée dans cet exposé) de sorte que toute modification des autres revenus pourrait ne pas s'expliquer par le phénomène de l'éviction, mais plutôt par des différences de composition de la population d'invalides. Nous avons donc pris deux scénarios polarisés pour β. Dans le premier cas, β=1, et il n'y a pas d'éviction (et donc α=0). Dans le second, le dollar marginal versé en indemnisation est considéré comme le dollar moyen, 38 cents allant à la consommation et le reste étant évincé. On suppose en outre qu'un dollar d'offre de travail évincé du conjoint vaut 50 cents pour la famille en surcroît de loisirs du conjoint, si bien que le total de β = 0,38 + 0,5*0,22 = 0,49. Dans ce cas, la consommation des travailleurs augmente de 40 cents hors indemnisation AI et hors revenu familial d'offre de travail du conjoint (car des transferts entrent en jeu), d'où α=0,4.

Comme nous l'avons dit, ce changement de politique a un double coût. D'abord, il y a le coût du transfert à la personne devenue invalide, soit 0,054 par travailleur invalide, charge étalée sur tous les travailleurs. Ensuite, il y a le coût du passage accru à l'inactivité, soit la somme des recettes fiscales perdues et des indemnités versées aux gens qui quittent le marché du travail, moins la valeur accrue de leurs loisirs en équivalence «consommation». Ainsi que nous l'avons signalé, nous supposons que 2,56 % de tous les travailleurs âgés quittent la population active en réaction au changement de politique, et aussi que 68 % de ces nouveaux inactifs demandent et reçoivent des indemnités. Ce taux d'acceptation moyen pourrait quelque peu surévaluer les probabilités d'acceptation dans ce groupe (qui est sans doute moins malade au point marginal que les demandeurs antérieurs).

Pour calculer la perte en recettes fiscales, on a pris le taux moyen d'imposition des divers travailleurs qui, multiplié par le revenu, donne la perte fiscale si le travailleur quitte le marché du travail. On a supposé que les travailleurs refusés ne reviennent pas au travail et que ces recettes fiscales sont donc perdues pour tous les gens qui quittent. On a ensuite reconnu que l'augmentation des avantages était la plus grande, tout comme donc l'effet de passage à l'inactivité, pour les travailleurs à faible revenu, de sorte que le taux d'imposition moyen de tous les travailleurs plus âgés se trouverait à surestimer la perte fiscale. Nous avons donc pris une moyenne pondérée de cette perte où les poids représentent le taux de remplacement pour chaque cellule instruction-région de ces mêmes

travailleurs en 1986[33]. Nous avons ainsi dégagé la perte de recettes fiscales par travailleur âgé devenu inactif, soit 6 102 $ (valeur appréciable si on la compare aux 7 776 $ des indemnités AI reçues par les intéressés). Enfin, nous avons posé l'hypothèse que, en cas de refus d'indemnités AI (q), le revenu des travailleurs correspond à la moyenne du revenu des invalides hors indemnisation AI.

Dans l'ensemble, ce calcul donne un coût fiscal par travailleur de 0,65 % du salaire. La perte n'est que de 0,19 % du salaire pour le transfert aux gens actuellement invalides et le reste intéresse le changement d'offre de travail chez les travailleurs âgés. En d'autres termes, la perte «statique» n'est que de 30 % du coût total en recettes du changement de politique.

Enfin, pour comparer ce coût aux avantages du changement, il nous faut des hypothèses au sujet du coefficient de répugnance relative à prendre des risques, soit γ. On prend des valeurs de 1 (utilité en formule logistique) à 4, ce dernier chiffre correspondant à l'extrémité supérieure de la fourchette estimée dans les études macroéconomiques antérieures. La plupart des estimations antérieures placent ce paramètre dans l'intervalle 2-3 (Zeldes, 1989; Engen, 1993).

La comparaison est présentée à la figure 2. L'axe des x indique différentes valeurs pour le paramètre de la répugnance à prendre des risques et l'axe des y mesure le gain net de bien-être par dollar de revenu pour les travailleurs. Deux lignes correspondent aux deux valeurs de β. Les courbes sont toutes ascendantes, car le transfert et le surcroît d'assurance sont d'autant plus prisés que les gens (et donc la société) répugnent davantage à prendre des risques.

Pour le cas d'éviction nulle (β=1), le changement de politique permet des gains de bien-être pour les valeurs de γ de 1,5 et plus. Même en cas d'éviction importante, on voit des gains de bien-être pour les valeurs de γ de 2,1 et plus. Ainsi, malgré la réaction marquée d'offre de travail qui a triplé le coût «statique» du financement de la majoration des indemnités, il existe des gains de bien-être pour la fourchette type de coefficients estimés de répugnance relative à prendre des risques. Il est donc fort important de s'attacher aux avantages du transfert dans l'évaluation des conséquences de la réaction de l'offre de travail au changement de politique.

Le calcul n'a bien sûr qu'une valeur indicative et appelle un certain nombre d'hypothèses. Le plus important, c'est qu'on doit poser l'hypothèse d'un marché du travail de plein emploi et parfaitement concurrentiel. Si ce marché accuse des imperfections, l'hypothèse se trouvera à surévaluer les coûts du changement de politique pour deux raisons. D'abord, certains des emplois que quittent les travailleurs âgés seront repris par des

---

33 Nous avons pris le taux de remplacement des hommes de 45 à 59 ans pour établir ces éléments de pondération, mais le rapport de ces taux entre les cellules sera sans doute semblable pour tous les travailleurs âgés.

travailleurs plus jeunes en chômage, d'où une perte moindre de production pour la société. En second lieu, le salaire gagné par les travailleurs âgés devenus invalides pourrait avoir dépassé leur produit marginal, mais les employeurs pourraient avoir été incapables de payer moins ces gens ou de les renvoyer à cause de la réglementation du marché du travail ou des normes professionnelles. Cela implique que la perte de production imputable aux travailleurs qui quittent volontairement leur emploi est inférieure au revenu perdu. Nous avons pris un travailleur et un invalide représentatifs en nous reportant aux revenus médians dans ces deux populations plutôt qu'à une répartition des revenus dans chaque groupe. Cela élèvera les avantages nets du changement de politique dans une fonction concave d'utilité, car certains travailleurs invalides auront un revenu très bas. Nous avons en outre supposé que les demandeurs refusés ne reviennent pas au travail. S'ils y retournent, le coût social du changement de politique est moindre. Par ailleurs, les coûts de la majoration des indemnités sont peut-être doublement sous-évalués en ce sens que, d'abord, nous avons supposé qu'il n'y a pas de réaction d'offre de travail chez les travailleurs plus jeunes et que, ensuite, nous avons posé que le financement de la hausse des indemnités n'entraînait pas de perte de capacité d'après les données relatives à d'autres régimes d'assurance sociale aux États-Unis.

7. CONCLUSIONS

Un paramètre critique dans la conception de politiques AI est celui de la sensibilité de l'offre de travail à la générosité des indemnités. Il s'est révélé difficile d'estimer ce paramètre dans le contexte américain, mais la majoration appréciable en 1987 des indemnités d'assurance invalidité du RPC nous en donne le moyen. La présente analyse porte sur les réactions de la main-d'oeuvre et s'appuie tant sur des modèles simples de différence du deuxième degré que sur des modèles plus paramétrés. Dans l'un et l'autre de ces cas, elle dégage un important effet de la hausse des indemnités sur l'offre de main-d'oeuvre. Les estimations principales impliquent un degré d'élasticité de 0,25 à 0,32 de l'inactivité par rapport aux avantages.

Cette valeur estimative est-elle grande ou petite? Nous disposons de deux points de repère. Il est d'abord possible de comparer l'estimation aux chiffres d'études américaines antérieures. Nous découvrons ainsi que notre estimation est plus proche de celles des études postérieures à l'étude Parsons sur l'élasticité de la réaction que de l'estimation même de limite inférieure établie par ce même Parsons, ce qui confirme l'idée que les modifications d'indemnisation AI ne peuvent à elles seules expliquer la tendance radicale de la série chronologique chez les travailleurs âgés dans les années 1970[34]. En second lieu, on peut comparer notre estimation aux gains estimatifs de bien-être qu'a procurés le transfert à la population relativement pauvre d'invalides. Dans ce cas, l'analyse montre que, malgré l'importante réaction d'offre de travail, le changement de politique a été source de gains de bien-être pour une grande diversité de paramètres de préférences. Si l'analyse de bien-être accuse des limites, elle illustre que, malgré ses grands effets déformateurs sur l'offre de main-d'oeuvre, une plus grande générosité des assurances sociales peut accroître le bien-être.

Il convient de noter que, dans cette analyse, nous n'avons pas tenu compte des aspects dynamiques et que nos résultats pourraient, par conséquent, mal rendre compte de

---

34 Plus précisément, le taux de remplacement possible de l'AI a augmenté de 53 % de 1960 à 1980 (U.S. Congress Committee on Ways and Means, 1990). À une valeur estimative centrale d'élasticité de 0,25 à 0,32, il y a accroissement de l'inactivité de 13 % à 17 %. Toutefois, comme nous l'avons signalé, le taux d'inactivité a plus que doublé pendant cette période chez les hommes de 45 à 54 ans, si bien que la majoration des indemnités AI ne peut au mieux expliquer que 15 % environ de cette montée de l'inactivité. Ce n'est pas dire que le régime AI en soi n'a pas joué de rôle, puisqu'une meilleure sensibilisation au régime ou un assouplissement des normes relatives à l'invalidité pourrait avoir eu un effet plus marqué pendant cette période. On trouvera dans Bound et Waidmann (1992) une interprétation plus fine de ces tendances de la série chronologique.

l'élasticité en régime permanent de la réaction de l'offre de travail à l'importance des indemnités. En particulier, on pourrait surestimer l'élasticité permanente s'il existe des «effets de l'annonce», car une large majoration des prestations influe plus sur les comportements qu'une augmentation progressive. Par ailleurs, si on se contente d'examiner le comportement sur quelques années seulement après le changement de politique, l'analyse risque de sous-estimer la réaction si une nouvelle adaptation à la hausse des indemnités s'opère dans le temps. Il se peut notamment que l'incidence sur la population à long terme de travailleurs invalides soit bien plus grande si l'élasticité de la réaction d'offre de main-d'oeuvre est supérieure par rapport à des chocs qui, dans le domaine de la santé, sont en accumulation lente chez les travailleurs âgés dans le cadre du RPC.

Tableau 1 : Moyennes

	RPC Avant	RPC Après	RRQ Avant	RRQ Après	Diff. du 2e degré
Indemnités	5 134	7 776	6 878	7 852	1 668 (17)
Taux de remplacement	0,245	0,328	0,336	0,331	0,088 (0,003)
Absence de travail la semaine précédente	0,200	0,217	0,256	0,246	0,027 (0,013)
Mariage	0,856	0,856	0,817	0,841	-0,024
Présence d'enfants de moins de 17 ans	0,367	0,351	0,354	0,336	0,002
Moins de 9 années d'études	0,303	0,274	0,454	0,421	0,004
9 ou 10 années d'études	0,202	0,199	0,179	0,178	-0,002
11 à 13 années d'études	0,246	0,254	0,169	0,187	-0,010
Études postsecondaires	0,249	0,273	0,198	0,214	0,008
Nombre d'observations	11 349	18 059	2 134	3 113	

Note : Chiffres fondés sur les totalisations de l'auteur. La mention «RRQ» désigne le Québec et la mention «RPC», le reste du Canada. «Avant» désigne la période 1985-1986 et «après», la période 1987-1989. Les écarts types figurent entre parenthèses.

Tableau 2 : Modèle de différence du deuxième degré

Mariage	-0,952 (0,035)
Moins de 9 années d'études	1,291 (0,041)
9 ou 10 années d'études	0,835 (0,045)
11 à 13 années d'études	0,390 (0,046)
Région RPC	-0,173 (0,058)
Après le changement de politique	-0,005 (0,068)
Région RPC* Après le changement de politique	0,150 (0,075)
Effet impliqué (probabilités)	0,023
Nombre d'observations	34655

Note : Le tableau présente une estimation logistique de l'équation 1) dans le texte. Les erreurs types figurent entre parenthèses. Les régressions comprennent un jeu complet de variables fictives pour l'âge et le nombre d'enfants.

Tableau 3 : Modèles paramétrés

Spécification	Absence de travail		
	Estimation	Effet du changement de politique	Élasticité
Modèle de base	0,927 (0,469)	0,012	0,17
Modèle IV	1,344 (0,563)	0,018	0,25
Nombre d'observations	34 655		

Note : Les coefficients se rapportent au taux de remplacement d'après des modèles logistiques comme le modèle 2). Les erreurs types figurent entre parenthèses. La régression comprend toutes les variables de prise en compte énumérées au tableau 2, ainsi qu'un jeu complet de variables

RPC :
Assurance invalidité
Offre de travail
Travailleurs âgés

fictives pour le nombre d'enfants, l'âge, l'année, la région, l'instruction-région et l'instruction-année. Le modèle IV emploie comme variables instrumentales un jeu de variables fictives instruction-région-APRÈS. L'effet du changement de politique est l'incidence de l'augmentation du taux de remplacement relatif en 1987 dans le cadre du RPC. L'élasticité est la variation en pourcentage de la variable dépendante (valeur rapportée à la valeur antérieure du RPC) par rapport à celle du taux de remplacement.

Tableau 4 : Autres hypothèses

Spécification :	Estimation	Effet impliqué du changement de politique	Élasticité
Exercice de falsification portant Sur les tendances préexistantes	0,023 (0,080) 28 756	0,003	
Estimation de différence du deuxième degré pour les travailleurs plus jeunes	0,055 (0,060) 60 483	0,007	
Modèle paramétré - Travailleurs plus jeunes - estimation IV	-0,303 (0,605) 60 483	-0,003	
Modèle de différence du troisième degré avec RPC-APRÈS, estimation IV	1,710 (0,891) 34 655	0,023	0,32

Note : Les erreurs types figurent entre parenthèses. Le nombre d'observations est cité à la dernière ligne de chaque cellule. La première ligne présente les résultats d'une régression de différence du deuxième degré sous la forme 1) avec 1982 et 1983 comme période antérieure et 1985 et 1986 comme période postérieure. À la seconde ligne se trouvent des régressions de différence du deuxième degré pour les travailleurs plus jeunes de sexe masculin (25 à 39 ans) et à la troisième, un modèle paramétré sous la forme 2) pour cet échantillon. La dernière ligne indique une régression sous la forme 2), mais aussi avec une interaction RPC-APRÈS. C'est là le modèle IV où les variables instrumentales sont un jeu de variables fictives instruction-région-APRÈS. Les lignes 1) et 2) comprennent les variables de prise en compte énumérées au tableau 2 et la note qui l'accompagne et les lignes 3) à 5) toutes ces variables avec un jeu complet de variables fictives pour le nombre d'enfants, l'âge, l'année, la région, l'instruction-région et l'instruction-année. L'effet du changement de politique est l'incidence de l'augmentation du taux de remplacement relatif en 1987 dans le RPC. L'élasticité est la variation en pourcentage de la variable dépendante (valeur rapportée à la valeur antérieure du RPC) par rapport à celle du taux de remplacement.

8. BIBLIOGRAPHIE

Anderson, Patricia M., et Bruce D. Meyer (1995). The Incidence of a Firm-Varying Payroll Tax: The Case of Unemployment Insurance, NBER Working Paper #5201.

Baker, Michael, et Dwayne Benjamin (1996*). Early Retirement Provisions and the Labour Force Behavior of Older Men: Evidence from Canada*, document polycopié, Université de Toronto.

Bound, John (1989). *The Health and Earnings of Rejected Disability Applicants*, American Economic Review, 79, 482-503.

Bound, John (1991). *The Health and Earnings of Rejected Disability Applicants: Reply*, American Economic Review, 81, 1427-1434.

Bound, John, et Timothy Waidmann (1992). *Disability Transfers, Self-Reported Health, and the Labour Force Attachment of Older Men: Evidence from the Historical Record*, Quarterly Journal of Economics, 107, 1393-1420.

Card, David, *The Effects of Minimum Wage Legislation: A Case Study of California, 1987-89*, Industrial and Labour Relations Review, 46 (1992), 38-54.

Congrès des États-Unis, House Committee on Ways and Means (1990,1993). Overview of Entitlement Programs, Département de la Santé et des Services humains des États-Unis.

Daly, Mary (1996). *Characteristics and Income Patterns of Non-Elderly OASDI and SSI Beneficiaries*, mémoire rédigé à l'intention du National Academy of Social Insurance Committee on the Privatization of Social Security.

Département de la Santé et des Services humains des États-Unis (1993). Annual Statistical Supplement to the Social Security Bulletin, Washington, D.C., U.S. DHHS Social Security Administration.

Développement des ressources humaines Canada (1995). *CPP Disability Incidence Study*, Ottawa, Direction générale des programmes de sécurité du revenu, DRHC.

Développement des ressources humaines Canada (1996*). Statistics Related to Income Security Programs*, Ottawa, DRHC.

Diamond, Peter, et Eytan Sheshinski (1995*). Economic Aspects of Optimal Disability Benefits*, Journal of Public Economics, 57, 1-23.

Engen, Eric. *A Stochastic Life-Cycle Model with Mortality Risk: Estimation with Panel Data*, document polycopié, UCLA, 1993a.

Feldstein, Martin (1995). *Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax*, NBER Working Paper #5055.

Fullerton, Don (1989). *If Labour is Inelastic, Are Taxes Still Distorting?*, NBER Working Paper #2810.

Gruber, Jonathan (1994). *The Incidence of Mandated Maternity Benefits*, American Economic Review, 84, 622-641.

Gruber, Jonathan (à paraître). *The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile, Journal of Labour Economics*, à paraître.

Gruber, Jonathan, et Maria Hanratty (1995). *The Labour Market Effects of Introducing National Health Insurance: Evidence from Canada*, Journal of Business and Economics Statistics, 13, 163-174.

Gruber, Jonathan, et Alan Krueger (1991). *The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers' Compensation Insurance*, Tax Policy and the Economy 5, David Bradford (dir.), 1991, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 111-143.

Gruber, Jonathan, et Jeffrey D. Kubik (à paraître). *Disability Insurance Rejection Rates and the Labour Supply of Older Workers*, Journal of Public Economics, à paraître.

Halpern, Janice, et Jerry A. Hausman (1986). *Choice Under Uncertainty: A Model of Applications For the Social Security Disability Insurance Program*, Journal of Public Economics, 31, 131-161.

Haveman, Robert H., et Barbara L. Wolfe (1984). *The Decline in Male Labour Force Participation: Comment*, Journal of Political Economy, 92:532-541.

Leonard, Jonathan S. (1986). *Labour Supply Incentives and the Disincentives for Disabled Persons*, dans Disability and the Labour Market: Economic Problems, Policies, and Programs, Ed. Berkowitz, M. et M. A. Hill, Ithaca, New York, ILR Press.

Lewin-VHI (1996). *Labour Market Conditions, Socioeconomic Factors, and the Growth of Applications and Awards for SSDI and SSI Disability Benefits*, rapport définitif au Département de la Santé et des Services humains des États-Unis.

Lumsdaine, Robin, et David Wise (1990). *Aging and Labour Force Participation: A Review of Trends and Explanations*, NBER Working Paper #3420, août.

Maki, Dennis R. (1993). *The Economic Implications of Disability Insurance in Canada*, Journal of Labour Economics, 11, S148-S169.

Marvel, Howard P. (1982). *An Economic Analysis of the Operation of Social Security Disability Insurance*, Journal of Human Resources, 17, 393-412.

Parsons, Donald (1980). *The Decline of Male Labour Force Participation*, Journal of Political Economy, 88, 117-134.

Parsons, Donald (1991a). *Self-Screening in Targeted Public Transfer Programs*, Journal of Political Economy, 99, 859-876.

Parsons, Donald (1991b). *The Health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants: Comment*, American Economic Review, 81, 1419-1426.

Perry, J. Harvey (1984). Taxation in Canada: Fourth Edition, Ottawa, Association canadienne d'études fiscales.

Perry, J. Harvey (1990). Taxation in Canada: Fifth Edition, Ottawa, Association canadienne d'études fiscales.

Summers, Lawrence H. (1989). *Some Simple Economics of Mandated Benefits*, American Economic Association Papers and Proceedings, 79:177-183.

Zeldes, Stephen P. (1989). *Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation*, Journal of Political Economy, 97, 305-346.